

季刊 社会保障研究

貸出用

Vol. 35

Spring 2000

No. 4

研究の窓

社会保障の効果をどのようにとらえるか……………塩野谷 祐一 340

特集：高齢者世帯における社会保障の機能

ライフサイクルからみた高齢期の社会保障……………増田 雅暢・小島 克久 342

高齢者の経済的状況—「単独・夫婦のみ」と「子と同居」の対比—府川 哲夫 353

在職高齢年金制度と高齢者の就業行動……………岩本 康志 364

引退過程における賃金低下と所得保障……………山田 篤裕 377

障害者とその家族の高齢化に対する社会保障—障害者の自立支援と

介護保険にみるケアマネージメントシステムの矛盾—……………齊場 三十四 395

高齢者の引退行動と社会保障資産……………大石 亜希子・小塩 隆士 405

所得の不平等化要因と所得分配政策の課題……………金子 能宏 420

動 向

社会保障法判例……………岩村 正彦 436

—ホームヘルパーによる預金等の着服と区の損害賠償

責任(世田谷区ホームヘルパー事件)—

書 評

Stein Ringen and Philip R. Dejong (eds.), *Fighting Poverty* :

Caring for Children, Parents, the Elderly and Health……………金子 能宏 443

季刊社会保障研究 (Vol. 35, Nos. 1~4) 総目次……………447

研究の窓

社会保障の効果をどのようにとらえるか

世界的に見て、福祉国家に対する批判的風潮が強くなり、社会保障制度の再構築が求められている。主として次のような批判がある。第1に、最も端的には、先進国における少子高齢化と経済成長の鈍化によって、社会保障財政の破綻が明らかとなり、今のままでは社会保障制度の持続的維持は不可能であり、給付の削減と負担の増加が不可避となっている。第2に、たとえ一時的な弥縫策によって財政的建て直しをしたとしても、大きな福祉国家の存在は経済成長にとって妨げであり、とりわけ経済のグローバリゼーションの中では好ましくない。第3に、社会保障給付の対象となるサービスは本来私的財であり、その便益は個人に排他的に帰属するが、社会保障制度は市場の代わりに社会的仕組みをとるために、費用の負担は便益の享受から切り離され、その結果、モラル・ハザードやディスインセンティブを生み、これが不効率な経済運営を招く。

このような議論は、共産主義体制の崩壊後、国家規制への批判と市場主義に対する信仰が高まったことを背景として、ますます強まっている。主として第2次大戦後、先進資本主義国において競って採用された社会保障制度は、共産主義に対する代替策であったが、共産主義の崩壊後は、資本主義体制における社会主義的要素の払拭が力を得たのである。しかし、この種の批判は制度の効率化を要請するものとして重要であるが、おおざっぱな一般論であり、確証があるわけではない。社会保障制度を擁護するにせよ批判するにせよ、社会保障の効果を実証的に見極めなければならない。

ところが、社会保障の効果を実証する方法は一義的ではない。どのような理論モデルを想定するかによって、効果のかたちは異なってくる。社会保障の影響をマクロ経済的にとらえるという最も簡単な方法をとってみても、モデルに応じてまったく逆の結論がえられることがある。社会保障は経済成長にとって抑制的であるという経済界が好んでする主張は、けっして確認されていない。他方、社会保障支出は雇用や所得を創出するから望ましいといった素朴な議論が、社会保障の弁護論として主張されている。独立支出が乗数効果を持つのは当然であるし、また社会保障支出の産業連関を通ずる波及効果は公共事業のそれよりも大きいから、社会保障のほうが望ましいという議論も問題の本質を突いていない。社会保障は有効需要政策を意図したものではないからである。

それに対して、社会保障が労働供給や貯蓄供給や医療の患者行動に対してどのような影響をもたらすかというミクロ分析は、はるかに重要である。この視点は、社会保障が経済主体の行動を通じて経済にどのような影響を与えるかを正確に特定するからである。しかし、社会保障は複雑怪奇な制度的詳細から成り立っているから、一定の支出も制度の仕組みに応じて異なった影響を生むはずである。効果分析にはこの点の配慮が必要である。

しかし、社会保障の効果分析として最も重要なものは、社会保障が意図している目的や機能がいかにか果たされているかを確かめることである。社会保障は、市場経済の下で生ずるさまざまな

リスクや不確実性を救済するセイフティ・ネットであるといわれる。給付のためには財源が必要であり、それを賄う掛金が税金や保険料の形で集められる。社会保障の効果とはこのような社会的目的の達成度である。すなわち、社会保障の給付と負担によってどのような所得再分配が引き起こされるか。社会保障が社会的ニーズを必要としている人々に適切に向けられているかどうか。社会保障の世代間における再分配効果はどのようなものか。社会保障の同一世代内における異時点間の再分配効果はどのようなものか。貧困や疾病や介護のリスクは社会保障によってどれだけ軽減されるのか。こうした問いが問われなければならない。

社会保障制度の狙いがセイフティ・ネットの提供による社会的正義の実現であるとするれば、そのような最低限の社会的正義は経済的効率に優先するものとして位置づけられなければならない。それでは、社会的正義はどのように定式化されるのか。倫理学の助けなしに正義の定式化はできないであろう。正義の観念は、リスクに対する社会的責任と個人的責任との双方のバランスの上に立ち、自尊と自律の双方を充たすことを視野に入れている。社会保障制度の本来の狙いからすれば、給付の削減や負担の増大を求めるほうが正義の実現にとって望ましい場合には、そうすべきである。今日、制度改革に求められていることは、制度自身の不公正の是正ではないか。

社会保障の見直しと言われるものは、経済的観点から行われるものか、それとも倫理的観点から行われるものか。社会保障の効果は、このような観点の選択から離れて論ずることはできないであろう。

塩野谷 祐 一

(しおのや・ゆういち 国立社会保障・人口問題研究所所長)

ライフサイクルからみた高齢期の社会保障

増 田 雅 暢
小 島 克 久

I はじめに

1987(昭和62)年1月に刊行された『昭和61年版厚生白書』は、1980年代後半から現在に至る社会保障行政の展開を考える上で、政府が明確なメッセージを国民に伝えた厚生行政年次報告として重要である。この白書は、当時公表されたばかりの厚生省人口問題研究所による「昭和61年12月日本の将来人口推計」を活用して、「人生80年時代」の到来、21世紀前半には4人に1人が65歳以上の者で構成される「超高齢社会」の到来、といったわかりやすいキーワードを使いながら、21世紀には、我が国が欧米諸国よりも高い水準の高齢化率となる本格的な高齢社会を迎えることを、強く印象づけた。

その上で、この白書は、生産年齢人口割合が高度成長期と同じように高く、生産年齢人口に扶養される従属人口指数が低い80年代後半から90年代という21世紀に至る10年間余りこそ、「将来の超高齢社会すなわち本格的な長寿社会にふさわしい経済社会システムの構築の準備に最も適切な時期であり、同時に無為に過ごしてはならない貴重な時期である」と力説する。「本格的な長寿社会への過渡期である21世紀に至るこの時期にこそ、各種社会保障制度が長寿社会にふさわしいものであるかどうか再検討し、将来を見据えて必要な制度改革を行うことにより、21世紀においても安定的で信頼感のある社会保障制度の構築をめざしていく必要がある」と、90年代後半の社会保障構造改革を見通していたかのようなメッセー

ジを発している。

本稿では、我が国の高齢期に関する社会保障施策は、制度の充実、対象者の普遍化、社会保障給付費の増大、新制度の検討・創設等、『昭和61年版厚生白書』刊行当時に想定されていた以上に拡充・発展してきたという認識の下に、ライフサイクルからみた高齢期の社会保障の現状について解説・分析する。

まず、IIでは、高齢者に対する社会保障制度の発展の歴史を概観する。続いてIIIでは、現在の高齢期における社会保障施策の全体像をみる。IVでは、ライフサイクルでみた社会サービスの給付と負担の現状、年齢階層別にみた所得再分配状況などを分析する。最後に、Vでは、高齢期の社会保障制度に対する今後の課題を展望する。

II 高齢者に対する社会保障制度の発展の歴史

1 戦前の歴史

高齢期における社会保障制度の発展の歴史を概括すると、貧困者救済対策というごく一部の低所得高齢者を対象とした施策から、対象者が高齢者一般に拡大するとともに、所得の多寡や家族形態の相違にもかかわらず、社会的な支援が必要であると認められる高齢者であれば誰でも制度からの給付を享受できるという、施策の一般化、普遍化の道を歩んできている。

明治時代から第2次世界大戦終戦前までは、高齢者一般を対象とした法制度は存在せず、貧困者救済制度(救貧制度)の中で対応されていた。その上、対象者の範囲、救済方法、その水準等、極

めて限定されていた。

最初の法制度は、明治新政府の下で明治7(1874)年に制定された恤救規則である。これは、後述する救護法が昭和4(1929)年に制定されるまで、半世紀以上にわたって救貧制度の中心となった法規である。我が国最初の公的扶助制度として特筆されるものであるが、その内容は、貧困者の救済を国の義務としたものではなく、逆に「国家が積極的に何等の責任を負わないことを表明」したようなもので、明治時代の救貧制度は、個人的な慈善心に訴え、国家が直接これに関与すべきものではないという原則に立っていたと評されている³⁾。すなわち、貧困者の救済は「人民相互の情誼」に基づき、家族や隣人等の「隣保相扶」を基本原則とし、「無告の窮民」(よるべのない生活困窮者)のみが公的施策の対象とされた。その上で、たとえば、極貧の独身者で70歳以上であり重病あるいは老衰により就業できない高齢者が救済対象となり、救済方法は、1日に男性は米3合、女性は米2合の割の給付というものであった。運用にあたっては適用条件が厳しく、救済が必要な者が適用にならない等、救貧制度としては不十分な内容であった。

救護法は、今日の生活保護制度の前身ともいべき救護制度を創設したもので、対象者は、65歳以上の老衰者、13歳以下の幼い者、妊産婦、障害等による労働不能者で、貧困のため生活不能者となっている。救護機関は、方面委員(現在の民生委員の前身)の補助の下に、国の機関としての市町村長が担当する。救護の種類は、生活扶助、医療扶助等の4種で、救護費は、国が2分の1、府県と市町村が各4分の1ずつを負担することとされていた。この救護法の内容は、救護を国の義務とする等、恤救規則よりは進歩したものであったが、被救護者に欠格条項が設けられて限定されているほか、給付内容・水準、対象者の権利擁護等、まだ不十分な内容のものであった。

2 戦後の歴史

第2次世界大戦後の半世紀余りの間に、高齢者に対する社会保障制度は、飛躍的な拡充の歴史を

歩んでいる。その発展の歴史を5つの時期に分けて概観してみよう。

第1の期間は、第2次世界大戦後から1955年頃までである。この期間においては、戦前と同様に高齢者関係の単独の法制度は存在せず、日本国憲法第25条の生存権保障の理念を具体化した生活保護法(1946年9月に旧生活保護法制定、1950年5月に現行の生活保護法制定)による低所得の高齢者に対する生活保障が中心であった。戦前からの養老施設は、生活保護法第38条により、保護施設として位置づけられ、老衰のため独立して日常生活を営むことのできない要保護者を収容して、生活扶助を行うことを目的とする施設と定義された。この時期は、基本的には戦前と同様に、貧困者救済施策として低所得の高齢者を対象としていた時代である。

第2の期間は、1950年代後半から60年代半頃までである。この時期は、前半は、国民健康保険法の全面改正(1958年)や国民年金法の制定(1959年)を経ての国民皆保険・皆年金の実施(1961年)、後半は老人福祉法の制定(1963年)が行われた。国民皆保険・皆年金の実施により高齢期における医療費保障、所得保障が制度として整えられ、老人福祉法により社会福祉分野において老人福祉制度が確立した。このように、高齢者関係施策が、貧困者である高齢者の救済から、高齢者一般を対象にした施策に発展した時期であり、高齢者関係の社会保障制度の基盤が確立した時期である。これらの制度整備の社会的背景としては、戦前の家族制度の解体や、人口の高齢化、人口の都市部への移動と核家族化の進行、工業化の進展による産業構造の変化など、昭和20年代から30年代における日本社会の急激な変化に適応できず、一方で、本格的な高度経済成長に伴う物価上昇の影響をこうむり、勤労世代(現役世代)の所得水準の上昇からは取り残された高齢世代に対して、社会的支援が必要であるという世論の高まりと社会的合意がある。

老人福祉法は、既に制定されていた児童福祉法、身体障害者福祉法に続くものとして、福祉関係者や老人関係団体等の熱心な運動の下に制定された。

老人福祉法により、国や地方自治体の老人福祉増進の責務が明確にされるとともに、老人福祉施設や在宅福祉、健康増進や社会参加推進など、各種の老人福祉施策を総合的、体系的に推進していくこととされた。施設福祉では、それまでの養老施設を養護老人ホームとし、新たに特別養護老人ホームを創設したほか、既に存在していた軽費老人ホームや有料老人ホームに法的な位置づけを与え、規制措置等を盛り込んだ。在宅福祉では、老人家庭奉仕員派遣事業を制度化した。ただし、これらのサービスは、法施行当時においては量的につつましいものであり、また、利用対象者は、生活保護受給者や市町村民税非課税者等の低所得者が中心であった。

老人福祉法は、制定当時においては、「世界で初めての老人福祉単独法」と評価されたが、現在の視点から法の規定をみると、高齢者を一括して社会的に支援が必要な「弱者」として受動的な存在として捉えていることがうかがえる。これは、「老人が一般国民に比して特殊な身体的、精神的ハンディキャップに起因する弱者であること、その過去において社会に貢献してきた者であること」の2点に着目し、これを社会的に保護し、優遇すること¹⁴⁾を老人福祉法の立法の基本目的としていることから、当然とも言える。この考え方は、前述したように戦後の急激な社会変化の過程で高齢者に対する福祉施策が著しく立ち後れているという認識が一般的であったことや、実際に年金制度等の各種社会保障制度が未成熟な状態にあったという、法制定当時の時代状況を反映している。

第3期は、60年代半ばから80年代前半までである。この時期は、国民健康保険制度の給付率の向上や年金水準引上げ等の各種制度の給付改善や、ショートステイ事業(1978年)、デイサービス事業(1979年)等の新たな福祉サービスの創設が行われている。その中でも最も大きなものが、1973(昭和48)年1月から実施された老人医療費の自己負担を無料とする老人医療費支給制度の実施である。この制度は、老人医療費の自己負担の重さが国民的な課題となり、政府部内で対策の検討が進められる一方、地方自治体における先行的な医

療費負担軽減策に促されるかたちで、老人福祉法の改正により対応された。制度実施後、老人医療費の急増を招き、後に老人保健法に基づく一部負担の導入という施策に変更された。老人医療費支給制度が創設された背景としては、当時の高齢者にとって医療保険の自己負担が重かったこと(国民健康保険の加入者である高齢者は3割負担、被用者保険の被扶養者である高齢者は5割負担、ともに負担上限を定めた高額医療費制度はまだ存在していなかった)、年金制度が未成熟で老後の所得保障が不十分であったこと、一方で、国の財政は経済成長に伴う税の自然増収に支えられ、一般歳出予算が年間10数パーセントの高い伸びを示しており財政的に対応可能であったこと等が挙げられる。老人医療費支給制度がその後の社会保障制度に及ぼした影響は、老人医療費の急増ばかりでなく、高齢者の医療費の一部負担と現役世代の医療費の一部負担の在り方に差異をつくったことである。以後、老人保健制度から現在に至るまで、高齢者医療保険制度の議論の際には、高齢者の自己負担を現役世代とは異なるものとするのが一般的となって、今日に至っている。

第4期は、80年代から90年代初期までである。この時期は、老人医療制度、年金制度、福祉行政の在り方に大きな変革が行われた。老人医療費を各医療保険者が公平に負担し、高齢者からは一部負担を求める老人保健制度の創設、従来の国民年金と被用者年金の制度を見直し全国民共通の基礎年金制度の創設、国の機関委任事務を地方自治体の団体委任事務に変更、あるいは老人福祉サービスを実施する措置権限を市町村に委譲する老人福祉法の改正等、第3期までの高齢者に対する社会保障の各制度の骨格を改正し、現在につながる制度としている。また、この時期は、福祉分野を担う人材の資質の向上や福祉の専門職育成の気運が高まり、社会福祉士及び介護福祉士法(1987年)が福祉関係では初めての単独の資格法として制定されている。

最後に第5期は、90年代である。この時期は、高齢者保健福祉推進十か年戦略(ゴールドプラン。1990年度から実施)及び新ゴールドプラン(1995

年度から実施)に基づく保健サービスや施設福祉・在宅福祉サービスの計画的整備の推進と量的拡大, 公的介護保険制度の検討と介護保険法の制定(1997年)に代表される。サービスの提供・利用にあたって, 利用者本位, 自立支援, サービスの選択, 総合的サービスの提供, サービスの質の向上, 地域主義といった理念が, 大変重要視されてきている。また, 高齢者介護サービスを中心に, サービス提供主体として民間事業者の取組みが本格化してきた時期でもある。

Ⅲ 高齢期における社会保障制度の全体像

表1は, 高齢期における社会保障制度について, 保健, 医療, 年金, 生活保護, 介護, 老人福祉, 障害者福祉の各分野ごとに整理したものである。現在, 高齢期の社会保障制度は, 広範な広がり規模を有している。

まず, 保健分野における老人保健制度の保健事業は, 老後の健康の保持を図ることを目的として, 市町村が実施主体として, 40歳以上の居住者に対して行われている。実績をみると, 健康教育参加延人員は約1,190万人, 健康相談被指導延人員は約849万人, 基本健康診査受診者数は約1,057万人, 機能訓練被指導延人員は約281万人, 訪問指導被指導実人員は約100万人と, 大規模な公的保健事業となっている(数値は, 1997年度の全国の集計値)。事業費は全て国及び地方自治体の負担であり, 国の事業費の規模は約272億円(1999年度予算)となっている。現役世代の勤労者は職場における健康診査に委ねられることから, 保健事業の対象者は, 主として家庭の主婦や自営業者, 退職後の高齢者であり, 高齢期の健康保持に寄与している。

医療分野では, 60歳をすぎると同世代の約7割は国民健康保険制度の被保険者となる。そのうち60歳から70歳までの間は, 被用者保険制度に加入していた者に対して, 1984年創設の退職者医療制度の適用がある。70歳からは老人保健制度の適用となる。適用者数は約1,332万人(1997年度)と, 現在国民の10人に1人は老人保健法

により医療給付を受けている。老人医療費は約9兆7,232億円(1996年度)と, 国民医療費の3分の1を占めている。老人医療費の伸びは国民医療費全体の伸びを上回っており, 年々国民医療費に占める割合が高まっている。高齢者1人当たりになると年間78万2,000円であり, 全平均の3.4倍となっている。老人医療費の負担については, 約31%が国及び地方自治体の公的負担, 約64%が各医療保険者からの老人保健拠出金, 約5%が患者負担である⁵⁾。

年金分野においては, 国民年金制度の老齢基礎年金受給権者数は約1,830万人(被用者年金の被保険者である第3号被保険者も含む), 被用者保険制度の老齢(退職)年金受給権者数は約992万人となっている(1998年3月末現在)。年金保険の給付額は, 年間約34兆2,000億円(1997年度)。なお, 障害基礎年金や遺族年金も含む)に達している。言うまでもないことであるが, 公的年金制度は老後の所得保障に重要な位置を占めている。たとえば, 「国民生活基礎調査」(1996年)によれば, 全高齢者世帯のうち, 約6割の世帯は収入のすべてを公的年金に依存している。公的年金の占める割合が収入の2割以下という世帯は約4%しか存在しない。国民年金法制定前に行われた厚生省「社会保障調査」(1957年)によると, 当時の70歳以上高齢者の生計維持の主な方法としては, 家族の扶養に依存するものが83%を占めていた。一方, 現在では, 高齢者世帯の収入の約6割は公的年金が占め, 仕送り等は4%にすぎない。公的年金制度の成熟化により, 高齢世帯の所得構造は年金中心に一変している。

介護分野においては, 老後における介護不安の解消を目的とした介護保険制度により各種サービスが提供される。介護保険制度は, 2000年4月からの施行であるが, 初年度は約4兆7,000億円の介護給付が予想されている。ただし, そのほとんどは, 現在の老人福祉制度に基づく福祉分野の介護サービスと, 老人医療分野における介護サービスが移行する。介護給付の財源については, 施行当初は特別措置により高齢者の保険料負担の軽減策が講じられることとなっているが, 基本的に

表1 年齢別高齢者施策の一覧

	40歳	60歳	65歳	70歳
保健	○ 保健事業 (老人保健制度の保健事業) → ・健康手帳の交付, 健康教育, 健康相談, 健康診査, 機能訓練, 訪問指導			
医療	医療保険制度 ○ 被用者保険 ・本人2割負担, 家族3割負担 (入院2割) ・政管健保保険料 本人8.5% (労使折半) ○ 国民健康保険 ・3割負担 ・1世帯あたり保険料額 年間16.7万円 (97年度実績)	退職者医療制度 → (被用者保険OB) ・本人2割負担 家族 外来3割負担 入院2割負担 ・退職者からの保険料以外は被用者保険制度が負担	老人保健制度 ・外来病院 (定率1割負担上限制) 診療所 (定額制 (月に800円×4回) と定率1割負担上限制) との選択 ・入院 一部負担 (定率1割負担上限制) ・財源は, 一部負担 (医療費の約5%) 以外は, 国・地方負担30%, 医療保険各制度からの拠出金70%	
年金	○ 厚生年金 ・被保険者本人保険料 17.35% (労使折半) ○ 国民年金 ・保険料月額 13,300円 (自営業者等) ・被用者本人の被扶養配偶者は, 保険料負担なし	老齢厚生年金 受給権発生 ・新規裁定の男子老齢厚生年金 平均月額 20.2万円 (96年度) ・定額部分の支給開始年齢の引上げ (2001年から2013年にかけて段階的に65歳まで引上げ)	老齢基礎年金 受給権発生 (月額67,017円)	
生活保護	最低生活の保障			老人単身世帯 (70歳女性) 月額 108,864円 (1級地-1)
介護	○ 第2号被保険者 ・特定疾病に起因する要介護状態等における介護給付 ・保険料月額 平均約2,630円 (加入する医療保険制度によって異なる)		○ 第1号被保険者 ・在宅介護サービス 訪問介護, 訪問看護, 訪問リハビリ, 通所介護, 通所リハビリ, 訪問入浴, 短期入所, 福祉用具の貸与, 住宅改修等 ・施設介護サービス 特別養護老人ホーム, 老人保健施設, 療養型病床群等 ・保険料負担 (市町村保険者によって異なる。2000年9月までなし, その後1年間は半額) ・利用者負担 定率1割負担, 種々の軽減制度あり	
老人福祉	○ 生きがいつくり対策・相談事業 → ○ 介護予防・生活支援対策 → ○ 施設福祉 → ・軽費老人ホーム (ケアハウス) ・養護老人ホーム ・老人福祉センター, 老人憩いの家等			
障害者福祉	○ 在宅福祉施策 → ・更生医療, 補装具・日常生活用具の給付等 特別障害者手当, 社会参加促進等 ○ 施設福祉施策 → ・更生施設, 生活施設, 作業施設, 地域利用施設			

注) 医療分野のうち老人保健制度の負担は, 第147回国会に提出された老人保健法の一部改正案による。

は、国及び地方自治体の公的負担が50%、現役世代の保険料負担が33%、高齢者の保険料負担が17%となっている。介護保険制度の創設が比較的短期間になされたのは、1990年度から、ゴールドプランに基づき高齢者保健福祉基盤の整備が着実に進展してきたことによる。1997年度の実績値によれば、ホームヘルパーが約13万7,000人、デイサービスセンターが約9,600ヵ所、特別養護老人ホームが約26万人分、老人保健施設が約18万人分となっている。

なお、この表の中で、生活保護と障害者福祉についても、高齢期における社会保障施策として位置づけていることについて付言する。

高齢者関係の社会保障施策という点、一般的には年金、医療、介護、老人福祉が念頭に浮かぶが、生活保護制度や障害者福祉制度が果たす役割にも大きなものがある。生活保護や障害者福祉の制度からみても、制度の対象者の中で高齢者の占める割合が大きくなってきている。

たとえば、生活保護制度の場合、被保護世帯の中に占める高齢者世帯の割合は年々増大しており、1997年では44%を占めている。被保護人員でも、44.4%が60歳以上の者であり、そのうち6割は女性である。70歳以上の者の被保護率は同世代の約1.6%と、全年齢平均の被保護率0.6%の3倍近い高さである。高齢単身女性世帯が、被保護世帯の典型例のひとつになっている。また、高齢者世帯の場合、その約半数は保護受給期間が10年以上と長期化している。このように、生活保護制度は、様々な理由から年金制度や自助努力等では対応できない老後の所得保障施策の一翼を担っている。しかし、一方で、生活保護を適用しつづければ自分の力で社会生活に適応した生活を営むことができるようにする「自立助長」という生活保護制度本来の目的からはやや離れて、高齢期においては就労による自立は困難であることなどから、結果的に生活保護制度に長期間依存せざるを得ない傾向を生み出している。

また、障害者福祉制度も、その対象者には高齢者が多くなっている。身体障害者のうち、65歳以上の者は全体の約54%と半数を超えている。

70歳以上の者では10人に1人が身体障害者である(1996年)。したがって、高齢者福祉施策と障害者福祉施策を制度的に峻別することは、行政上非効率であり、実際には、高齢の障害者福祉分野の一部は、高齢者福祉の分野と重なることになる。2000年4月からの介護保険制度では、70歳以上の第1号被保険者に対する訪問介護等の介護サービスは、従来の老人福祉と障害者福祉の両分野の介護サービスを移行させたもので、法制度面からいえば、新たな総合化の道に一步踏み出したものと言えよう。

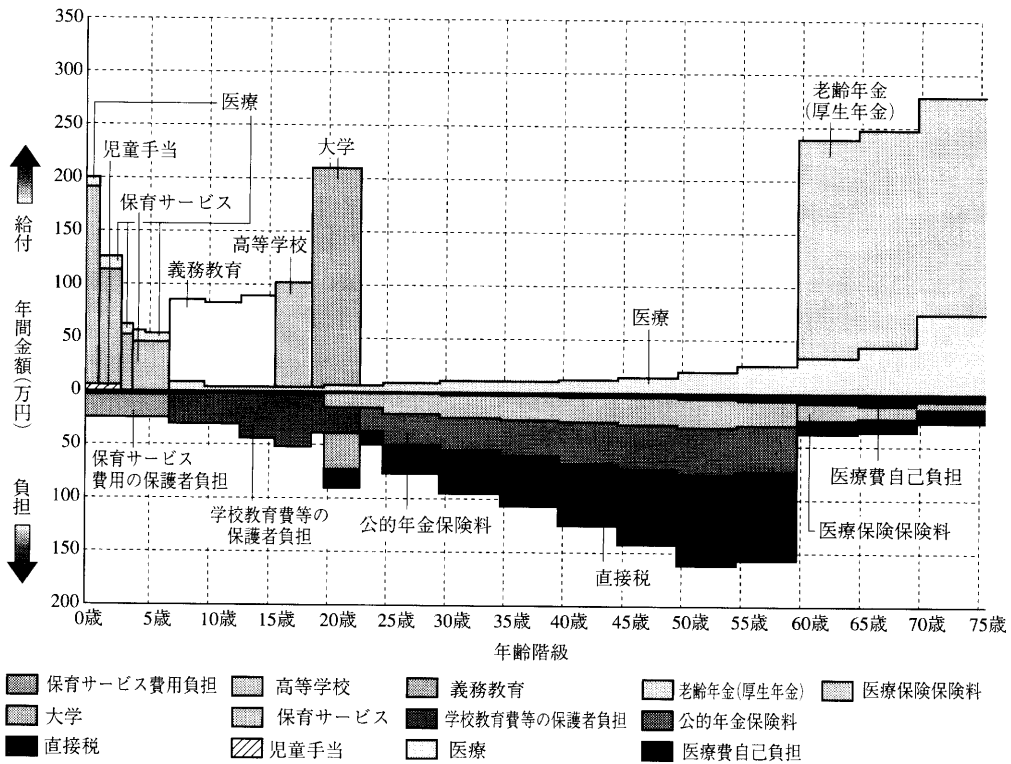
IV 年齢階層別にみた社会保障の給付と負担

1 ライフサイクルでみた社会サービスの給付と負担

筆者達が担当執筆した『平成11年版厚生白書』では、我が国の社会保障の現状について、各種のデータを活用しつつ給付と負担の両面から分析を試みている。本稿では、これらの分析のうち、ライフサイクルの視点から捉えたものについて、いくつか紹介する。

図1は、社会保障制度を中心とした社会サービスの給付と負担の現状について、年齢階層別に1年間の額について具体的な数値で示したものである⁶⁾。給付面については、公的年金、医療、児童手当や保育サービス、教育サービス(義務教育、高等学校、大学)の給付額を示し、負担面については、社会保険料及び直接税の年齢階層別平均負担額のほかに、保育・教育・医療サービスに対する各自己負担額も示している⁷⁾。

これによると、現役世代(20代から50代)では、直接受ける給付では医療サービスがあるだけで、負担面が中心となっている。現役世代の負担は、年齢が高くなるにしたがって増大し、50~55歳では社会保険料と直接税をあわせて年間約135万円の負担となっている。このほか、現役世代では養育する子どもの保育・教育サービス負担が、年間平均約20~50万円かかっているが、図では便宜的に子どもの年代の負担としている。ただし、子どもに対する給付は、扶養者として親である現



出典) 『平成 11 年版厚生白書』。

図1 ライフサイクルにおける社会サービスの給付と負担

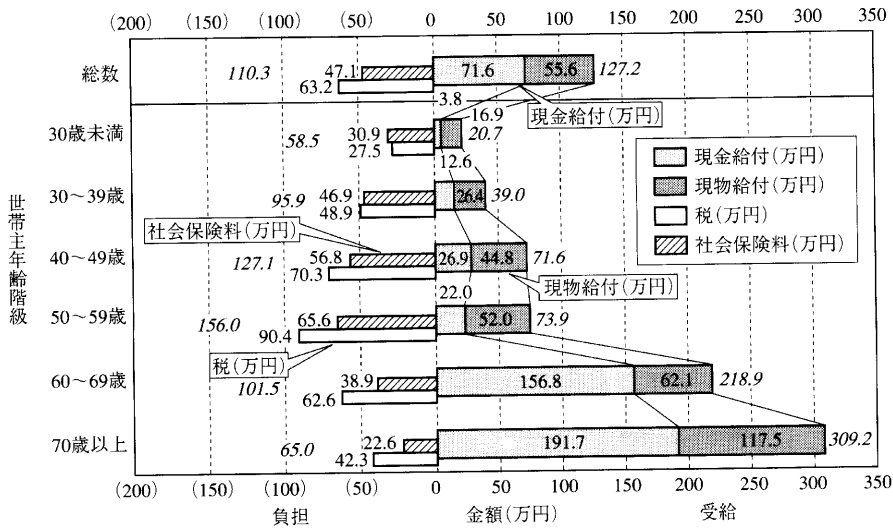
役世代に対する給付でもある。子どもの年代の給付をみると、児童手当が総額 17.5 万円、保育サービスが 0 歳時から入学前まで利用すると約 550 万円、小学・中学・高校の 12 年間で約 1,000 万円、国立大学の 4 年間で約 800 万円に相当するサービスを受けていることになる。

一方、高齢期においては、直接税や社会保険料負担、医療費の自己負担の合計額は、平均約 35 万円 (60 代) から約 25 万円 (70 代以降) と減少する。給付については、老齢厚生年金の場合は年間約 200 万円、老人医療として年間平均約 76 万円のサービスを受給している。ライフサイクル全体の給付と負担の収支バランスを大まかにみれば、現役世代においては子どもに対する給付を除くと負担中心であり、高齢世代においては給付中心となる。

2 年齢階層別世帯単位でみた社会保障の給付と負担

図2は、厚生省の「所得再分配調査」(1996年)を用いて、世帯主の年齢階層別世帯単位でみた社会保障の給付と負担の状況を示している。

全世帯平均では、1世帯が1年間に社会保障から受ける給付は、公的年金等の現金給付が 71.6 万円、医療等の現物給付が 55.6 万円、計 127.2 万円となっている。一方、税や社会保険料の負担は、税(直接税のうち、所得税、個人住民税、固定資産税など)が 63.2 万円、社会保険料が 47.1 万円となっている。なお、税については、社会保障給付以外に様々な政府支出に使われていることに留意する必要がある。世帯主が 60 歳以上の世帯では、負担額よりも給付額の方がかなり大きくなる。給付額は、60~69 歳代では、全世帯平均の約 1.7 倍、70 歳以上では約 2.4 倍となる。特



資料) 厚生省大臣官房政策課調査室「平成8年所得再分配調査」。
出典) 『平成11年版厚生白書』。

図2 1世帯当たりの社会保障の給付と負担

に、70歳以上では、医療の現物給付のウエイトが大きいの。

社会保障の給付や負担等を除いた当初所得と、社会保障の給付後の再分配所得を比較してみると、表2のとおり、世帯主年齢が60歳以上の世帯では、再分配所得の方が当初所得よりも高い。つまり、社会保障の給付により所得が押し上げられている。60~69歳の世帯では再分配係数(再分配所得と当初所得の差の当初所得に対する割合)が23.4%、70歳以上の世帯では再分配係数は86.0%となる。ちなみに、59歳以下の年齢階層では、再分配係数は全てマイナスとなっている。これは、社会保障給付よりも税・社会保険料負担が大きいのことを意味している。このように、年齢階層別にみると、現役世代の世帯から高齢世代の世帯への所得再分配が行われている。

3 個人単位でみた所得再分配状況

図3は、平成10年度厚生科学研究「我が国社会保障水準に関する総合的研究」の成果であるが、前述の「所得再分配調査」を用いて、年齢階層別の世帯員1人当たりでみた所得再分配状況を示している。世帯所得について、世帯規模の相違によ

表2 世帯主年齢階級別所得再分配状況 (1996(平成8)年調査)

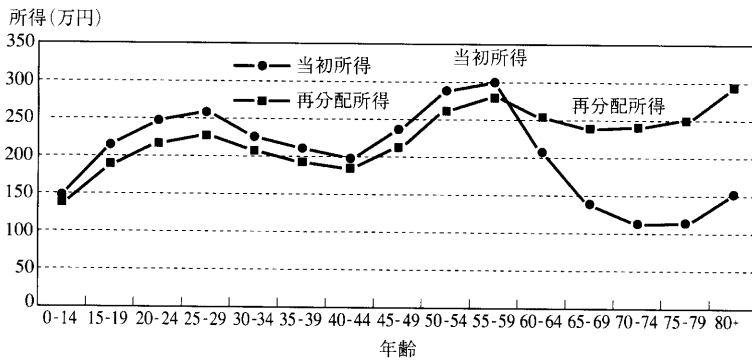
	当初所得 (万円)	再分配所得 (万円)	再分配係数
総数	601.1	618.0	2.8%
30歳未満	390.9	353.1	-9.7%
30~39歳	591.7	534.8	-9.6%
40~49歳	721.7	666.3	-7.7%
50~59歳	845.4	763.2	-9.7%
60~69歳	501.7	619.0	23.4%
70歳以上	284.1	528.3	86.0%

注) 再分配係数=(再分配所得-当初所得)/当初所得×100で算出。

資料) 厚生省大臣官房政策課調査室「平成8年所得再分配調査」。

出典) 『平成11年版厚生白書』。

る格差を解消したり、世帯員の年齢差からくる生計費の差を反映させたりすることをねらいとして、次のような方法で、世帯所得から世帯員1人当たりの所得を求めている。まず、世帯員の年齢階層別に必要となる生計費を生活保護の年齢階層別の生計費基準を基に算出し、世帯員の年齢階層ごとに世帯所得を配分する比率を算出し、この比率を基に世帯所得(当初所得及び再分配所得)を世帯員1人当たりの所得として分配している。ただし、



資料) 平成10年度厚生科学研究(政策科学推進研究)、「我が国社会保障水準に関する総合的研究」。

出典) 『平成11年版厚生白書』。

図3 年齢階級別にみた1人当たり所得

医療費については、実費を各個人の所得として分配している。

これによると、当初所得は、50歳代でピークとなり、60歳以降で急低下する。全年齢平均を100とすると、65～69歳では66、70～74歳では53、75～79歳では54とほぼ半分である。一方、再分配後の1人当たり所得をみると、高齢者の所得水準は大きく改善する。全年齢平均を100とすると、65～69歳では111、70～74歳では115、75～79歳では117と、全年齢平均を10%以上上回る。これに比べて、30～34歳では97、35～39歳では90、40～44歳では87と、全年齢平均よりも低い上に、高齢世代よりも低い数値となる。これは、年金や医療給付によって高齢者の再分配所得は押し上げられ、他方、30歳代から40歳代前半においては子どもの扶養に伴う生計費により当初所得が低くなっている上に、税や社会保険料負担によりさらに押し下げられたためであると考えられる。

図3は、高齢世代に対する社会保障の再分配効果の大きさを示しているが、一方で現役世代と比較をした場合、どのように評価できるであろうか。特に、労働人口の中核であり、社会保障給付の財源を税や社会保険料として負担し、さらに子育てや住宅取得等の費用負担がかかる30～40歳代と比較して、退職後の高齢世代の方が再分配後の所

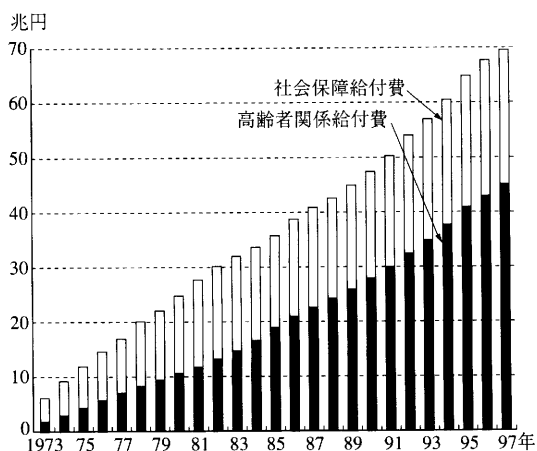
得が高くなっているということは、社会保障制度を通じて世代間においてやや過剰な所得移転が行われていると言えるであろう。なお、この分析方法では、年金よりも医療費による再分配効果の影響の方が大きく現われていることに留意する必要がある。

V 高齢期の社会保障制度に対する今後の課題

1 高齢者関係の社会保障給付費の増大

以上、高齢者関係の社会保障施策の発展過程、現在の各種法制度の現状、ライフサイクルや現役世代との比較の上での高齢世代に対する社会保障の給付と負担の現状について概観した。全体的にいえることは、1980年代後半から現在まで、政府は、社会保障施策の中でもとりわけ高齢者関係施策に力を注いできたことである。

そのひとつの指標として、高齢者関係の社会保障給付費(以下「高齢者関係給付費」という)の規模の増大がある。1997(平成9)年度の高齢者関係給付費は、約45兆1,000億円と、国の一般会計予算のうち全国の行政経費にあてる一般歳出予算の額に匹敵する大きさとなっている。65歳以上人口1人当たりで見ると、年間約230万円の給付となる。高齢者関係給付費が社会保障給付費に占める割合は、1997年度では約65%と、全給



資料) 国立社会保障・人口問題研究所「平成9年度社会保障給付費」(1999年12月)。

図4 社会保障給付費と高齢者関係給付費の推移

給付費の3分の2を占めている。80年代からの社会保障給付費の増大分の約8割は高齢者関係給付費の伸びが寄与している。福祉元年といわれた1973(昭和48)年度では、高齢者関係給付費は約1兆5,000億円、給付費全体に占める割合が25%にすぎなかったのが、その後の24年間に、規模では約29倍、給付費全体に占める割合では2.6倍に増大している。

その理由として、一般的には人口の高齢化による高齢者人口の増大が挙げられているが、この間の65歳以上人口の実数の伸び率は約1.8倍である。高齢者人口の増大も一因であるが、それよりも高齢期の社会保障の充実に向けて、賃金・物価スライド制に支えられた年金水準の引上げと、欧米諸国と比較して金額的に高い老齢厚生年金の水準の維持、患者も医療機関もお互いに満足できるまで医療サービスの受給・提供が行われ、かつ、低い自己負担とフリーアクセスを維持している老人医療、90年代に入って新・旧ゴールドプランの下に優先的に予算措置が行われ、国及び地方が一体となって取り組んだ高齢者保健福祉基盤の整備推進といった、年金、医療、福祉分野における高齢者関係の社会保障に対する政策の積極的対応が貢献している。80年代後半から現在に至るまでの社会保障の歴史は、高齢者関係施策が突出し

た時代でもある。

2 負担の在り方の見直しと社会保障制度の総合調整

しかし、最大の問題は、ここまで増大してきた高齢者関係給付費の財源負担の在り方に関わる問題である。社会保障をめぐる近年の3つの課題、年金制度改正、医療保険制度の抜本改正(老人保健制度の見直しを含む)及び介護保険制度の創設は、全て高齢者関係の社会保障制度の財源問題に起因しているといっても過言ではない。

90年代以降、高齢者関係給付費は年間約2兆円から2.5兆円の規模で増大している。高齢者関係給付費のうち、約76%が年金保険給付費、約21%が老人医療、約3%が老人福祉サービス費であるが、これらの財源としては、高齢者自身の年金・医療保険料等の負担もあるが、現在の仕組みではその大部分が現役世代の社会保険料負担(年金保険料や老人保健拠出金等)や租税によって賄われている。高齢者関係給付費の増大は、現役世代、とりわけ「良質な負担集団」である勤労者世帯の社会保険料・税負担の増大に結びつく⁸⁾。90年代において、高齢者関係給付費は年平均約7%増の伸びを示す一方で、勤労者世帯の収入は年平均約2%増である。さらに、IVでみたとおり、一定の前提条件付きの分析ではあるが、世帯員1人当たり所得の比較において、社会保障制度の給付と負担を加味すると、社会保険料や税の負担を担っている現役世代よりも高齢世代の方が、所得水準が高くなっているという、やや過剰な所得移転の状況がみられる。こうした状態は、社会保障を支える社会連帯や世代間連帯という基本的な考え方に疑問を引き起こし、ひいては社会保障制度の基盤を揺るがす方向で作用するであろう。

高山憲之氏の指摘のとおり、「給付を分配する時代」は終わり、「負担を分配する時代」に至っている⁹⁾。これまで給付を分配される主体であった高齢者も、現役世代とともに、社会保障給付の負担の分配を公平に担当しなければならない。その方法として、各制度ごとに給付水準の見直しと、消費税も含めて制度にふさわしい財源の在り方を

検討する必要がある。

第2の課題としては、社会保障の制度間の総合調整が必要になっていることである。もう一度表1をみると、高齢期における社会保障施策が、制度の目的は異なるものの、結果的に重複給付となるものが生じてきていることがうかがえる。そのひとつの典型例は、老後の生活保障である年金給付と、医療保険及び介護保険からの給付の重複である。病院における長期入院や介護保険施設における長期介護生活の場合には、医療保険又は介護保険からの給付が、病気の治療や介護に要する費用のみならず、生活全般をカバーする。これらの給付とあわせて、さらに公的年金給付がなされる現状をどのように考えたらよいただろうか。かつて憲法第25条をめぐる代表的な裁判例として、障害福祉年金と児童扶養手当の併給禁止を争った堀木訴訟があるが、今日の社会保障制度では、月額約20万円の老齢年金を受給しながら、何の調整もなく月額約37万円の療養費が医療保険から支給される(療養型病床群に入院の場合)。公的年金が個人の貯蓄ともいえる積立型の設計であれば議論は別であるが、現在の仕組みのように世代間連帯に支えられた賦課方式の場合には、過剰給付の典型例ではないだろうか。また、そもそも月額約20万円の老齢年金が生活費としては不要になるため個人の手元に残るといふこの仕組みが、人々のモラルハザード(制度の濫用)を引き起こさない保証はない。

介護保険制度の導入を契機に、高齢期における社会保障施策は、現役世代の負担軽減のためにも、各制度間の給付の相互調整を中心に、制度の効率化と総合調整を行う必要がある。

注

- 1) 『昭和61年版厚生白書』, 11頁。
- 2) 同上, 13頁。
- 3) 『厚生省20年史』, 44頁。
- 4) 社会福祉審議会「老人福祉施策の推進に関する意見」(昭和37年12月5日)。
- 5) 負担割合は、1996(平成8)年度実績。なお、国民健康保険制度及び政府管掌健康保険からの老人保健拠出金には一定割合の国庫負担が含ま

れていることから、それを公的負担に含めると、公的負担が約45%、保険料による老人保健拠出金が約50%、約5%が患者負担となる。

- 6) 社会サービスとは、公的部門が供給主体となりまたは制度的な関与を行っているもので、国民生活に密着したまたは国民生活の基盤を成すサービスをいう。ここでは、保健、医療、福祉、教育分野のサービスを総称している。
- 7) 図1に示した主な給付と負担に関する数値の計算方法は、次のとおりである。公的年金は老齢厚生年金の平均支給額(月額17万円, 1996年度)を12倍して年額とした。医療については、年齢階級別医療費、医療保険料、医療費自己負担額の厚生省保険局による推計値を用いた。保育サービス及びその費用負担については、1998年度保育単価及び保育利用料の平均徴収月額を12倍して年額とした。義務教育、高等学校の教育費は文部省「地方教育費調査」(1996年度)に、保護者負担については文部省「子どもの教育費調査」(1996年度)に基づく。直接税、公的年金保険料については、総務庁統計局「家計調査」による。60歳以上の場合には高齢無職世帯の直接税負担額を使用した。
- 8) 老人医療分野を例にとると、小椋正立氏によれば、老人保健制度により、毎年、被用者保険には新たに1,950億円の負担増が、国等の公的部門には1,755億円の負債増が発生し、一方で国民健康保険の負担は1,300億円の減、高齢者の自己負担は2,400億円の減になる(小椋正立「国保、消費税に財源転換を」『日本経済新聞』2000年2月16日)。
- 9) 高山, 184頁。

参考文献

- 厚生省編(1987)『昭和61年版厚生白書』, ぎょうせい。
- (1999)『平成11年版厚生白書』, ぎょうせい。
- 厚生省20年史編集委員会(1960)『厚生省20年史』, 厚生問題研究会。
- 厚生省社会局老人福祉課(1984)『老人福祉法の解説』, 中央法規出版。
- 厚生省社会・援護局保護課監修(1999)『平成11年版生活保護の動向』, 中央法規出版。
- 厚生省年金局(1999)『平成11年版年金白書』, 社会保険研究所。
- 高山憲之(2000)『年金の教室』, PHP研究所(PHP新書)。
- (ますだ・まさのぶ 国立社会保障・人口問題研究所総合企画部長)
- (こじま・かつひさ 国立社会保障・人口問題研究所総合企画部主任研究官)

高齢者の経済的状况

——「単独・夫婦のみ」と「子と同居」の対比——

府川哲夫

I はじめに

社会保障給付費の対GDP比は1997年度で14.2%にのぼり、そのうち高齢者向け給付は年金(GDPの7.0%、以下同じ)、老人医療(2.0%)、老人福祉(0.3%)等を合計してGDPの9.2%(社会保障給付費全体の65%)に達している。1990年代においても、多くの先進国で様々な形の社会保障改革が進められ、国の役割の見直し、社会連帯や社会保障による所得再分配の再検討、自助努力と福祉依存との間のバランスの再調整、などが議論されている。社会保障給付の多くを高齢者向け給付が占めているため、社会保障改革の選択肢を考える上でも高齢者の経済的状况(収入、支出、貯蓄など)を詳細に把握することは重要である。

これまで日本の社会保障給付の規模は他の先進国に比べて小さく、その分負担も少なく済んでいた。社会保障の規模が小さかった理由としては、①人口高齢化の速度は速いものの、実際の高齢化率はまだ低かった、②年金制度の導入が遅く、制度が成熟していなかった、③失業率が低いため、失業給付が少なかった、④家族給付や社会福祉の水準が低かった、等が挙げられてきた。しかし、日本の高齢化率は今日既に先進諸国の中でも高い方であり、年金制度はその長期安定化のために給付水準を引き下げることが現実の課題として取り上げられ、失業率もヨーロッパ諸国に比べればまだ低いものの上昇に転じている。家族給付や社会福祉の水準はゴールドプランの実施等によって改善されてはいるものの、まだ相当低いものが多い。今後の日本の社会保障の規模は年金や医療を中心

に急速に拡大することが予想され、それに伴う負担増に対して国民の不安が大きい。負担の増加に対する抵抗の他に、制度の中・長期的安定性や負担の公平性に関する情報不足が不安の重要な構成要素になっているとみられる。

本稿は1995年の国民生活基礎調査を用い、高齢者の所得に関して子と同居していない高齢者(単独世帯又は夫婦のみ世帯)と子と同居している高齢者との対比を行い、非同居高齢者の所得と支出・貯蓄との関係を分析したものである。

II データと方法

1995年の国民生活基礎調査(大規模調査)は世帯票・健康票(27万世帯、80万人)と所得票・貯蓄票(4万世帯)から構成されている。所得は所得票に含まれ、調査年の前年1年間の世帯員個人ごとの所得の種類別金額が調査されている。支出は世帯票に含まれ、1か月の世帯支出計のみのデータである。貯蓄は貯蓄票に含まれ、調査日現在の世帯の貯蓄金額が階級で記入されたものである。所得は個々の世帯員ごとに調査されているので、子と同居している高齢者についても高齢者自身の所得を集計した。一方、支出や貯蓄は世帯単位で調査されているので非同居高齢者(単独及び夫婦のみ世帯)のみを対象とした。子と同居している高齢者は高齢者の側の配偶者の有無によって「高齢者夫婦」(又は「子と同居・2人」と表示)、「高齢者単独」(又は「子と同居・1人」と表示)に区分され、さらに子の側の配偶者の有無によって「子夫婦と同居」、「無配偶の子と同居」に分けられるが、これらを総称して「同居高齢者」と呼ぶ。本稿では65歳以上の者のいる世帯のうち、

夫婦のみ世帯(2人とも65歳以上)、単独世帯、子と同居している高齢者夫婦世帯(2人とも65歳以上)、子と同居している高齢者単独世帯を対象とした。子と同居している場合、「子夫婦と同居」か「無配偶の子と同居」かはここでは区別しなかった。1995年において65歳以上人口に占める同居高齢者の割合(男女計)は54%(子が同一敷地に住んでいる「準同居」や近隣地域に住んでいる場合を加えると64%)であったが、この割合は年齢階級の上昇とともに増加し、65-69歳の47%から80歳以上では70%に高まった(厚生省, 1996)。単独世帯は1対4の率で女性の方が多かった。

非同居高齢者と同居高齢者の所得の対比は平均所得及びその所得源構成比や所得階級別分布の違いの他に、特定の所得源の有無に着目した比較を行った。所得の不平等度はジニ係数を用いた。世帯人員の調整は夫婦の場合、2人の所得の和を1.5で割ることによって行った。非同居高齢者の支出に関しては、1か月分の支出を12倍して年間支出とした。また、貯蓄額は階級値で与えられているが、階級の中央の値を割り当てた。

III 結 果

1 非同居高齢者と同居高齢者の所得の違い

(1) 平均値と分布

高齢者の所得(平均値)は夫婦・単独とも各年齢階級で非同居高齢者の方が同居高齢者より高かった(表1)。65歳以上計で見ると非同居群は同居群の1.2倍(夫婦)又は1.3倍(単独)であったが、夫婦では年齢階級の上昇とともにその差が拡大する傾向であり、85-89歳では夫婦・単独ともその差は1.5倍又はそれ以上と特に大きかった。高齢者の世帯構造別所得階級分布をみると、夫婦のみ世帯と「子と同居・2人」世帯はピークの位置は異なるが類似した分布であり、同様に単独世帯と「子と同居・1人」世帯も「100万円未満」以外は相似形であった(図1)。つまり、非同居高齢者と同居高齢者の所得分布は類似した形であり、かつ、非同居高齢者の方が所得の高い方に分布していた。高齢者を65-74歳と75歳以上に区分し

ても同様の結果であった(図1)。

(2) 所得源構成比

平均所得の所得源構成比をみると、同居・非同居にかかわらず、年齢階級の上昇に伴って就労所得の割合が減少し、年金の割合が増加する傾向であった(表1)。年金額(平均値)は高齢者の世帯構造にかかわらず年齢階級の上昇とともに減少したが、同居・非同居の対比でみると夫婦・単独とも非同居群は同居群の1.3倍(65+)で、年齢階級の上昇とともに格差が緩やかに拡大する傾向であった。一方、夫婦と単独では平均所得に2~3倍程度の差があったが、年金の構成比にあまり大きな差はなかった。年金が所得の100%を占めている世帯の割合は「子と同居・1人」で74%と最も高く、次いで単独世帯59%、「子と同居・2人」50%、夫婦のみ世帯46%の順に低下したが、いずれも年齢階級の上昇とともに割合は高まった(図2a; 85-89歳は例外)。この割合を所得階級別にみると、同じ所得階級では世帯構造別の差は小さく、所得階級の上昇とともに割合は急速に低下した(図2b)。

表2は非同居高齢者、同居高齢者、及び高齢者合計のそれぞれについて、所得5分位階級別の平均所得及びその内訳(又は構成比)を示したものである¹⁾。図1から明らかなように、「子と同居・1人」世帯に100万円未満の世帯が数多く存在しているため、第5・5分位の平均所得の第1・5分位に対する倍率は非同居高齢者で12倍、同居高齢者で17倍と同居高齢者の方が格差が大きかった。しかし、1)年金のシェアは第1・5分位から第4・5分位までほぼ80%以上で、第5・5分位で40%に低下した、2)第5・5分位では就労所得の割合が40%を超えた、等の特徴は同居・非同居を問わず共通していた。つまり、高齢者の所得5分位階級別にみても、平均所得に違いはあるものの、所得源構成比は非同居高齢者と同居高齢者とで同じような傾向を示していた。年金給付のウェイトは前述のように第5・5分位で大きく低下するが、第5・5分位の年金額(平均値)は第1・5分位の6倍(非同居群)又は8倍(同居群)と大きく、同じ5分位階級では非同居群が同居群の

表1 高齢者の世帯構造・年齢階級別平均所得及び所得源構成比：1994年

非同居高齢者

年齢階級	合計				夫婦のみ				単独			
	平均所得 (千円)	構成比 (%)			平均所得 (千円)	構成比 (%)			平均所得 (千円)	構成比 (%)		
		就労	年金	財産		就労	年金	財産		就労	年金	財産
合計	2897	25.5	62.2	7.6	4240	29.1	60.4	7.2	1820	18.7	65.6	8.4
65-69	3283	32.0	56.4	6.9	4744	33.6	58.2	5.0	2271	29.8	53.7	9.6
70-74	3334	27.8	58.8	8.5	4778	32.2	55.2	9.0	1800	15.6	68.9	7.2
75-79	2469	18.6	70.2	7.1	3684	21.2	69.4	6.9	1550	13.9	71.6	7.4
80-84	2128	16.5	73.6	5.9	3127	24.0	67.8	5.5	1401	4.4	83.0	6.5
85-89	2068	8.2	75.0	9.8	2758	6.9	78.6	10.2	1689	9.4	71.6	9.4

同居高齢者

年齢階級	合計				高齢者夫婦				高齢者単独			
	平均所得 (千円)	構成比 (%)			平均所得 (千円)	構成比 (%)			平均所得 (千円)	構成比 (%)		
		就労	年金	財産		就労	年金	財産		就労	年金	財産
合計	2152	29.4	58.7	7.9	3514	33.4	54.4	9.2	1387	23.6	64.7	6.3
65-69	2935	37.8	50.8	7.6	4539	40.5	47.3	8.9	1773	32.7	57.1	5.0
70-74	2660	33.9	53.9	9.0	3849	35.5	51.9	9.9	1598	30.4	58.3	7.1
75-79	1979	22.2	65.8	8.0	3011	25.5	62.2	10.1	1344	17.7	70.8	5.3
80-84	1491	20.9	66.4	6.4	2306	25.1	65.4	4.6	1230	18.4	67.1	7.5
85-89	1159	10.8	78.1	7.8	1839	13.6	74.6	8.9	1006	9.6	79.4	7.3

高齢者合計

年齢階級	合計				高齢者夫婦				高齢者単独			
	平均所得 (千円)	構成比 (%)			平均所得 (千円)	構成比 (%)			平均所得 (千円)	構成比 (%)		
		就労	年金	財産		就労	年金	財産		就労	年金	財産
合計	2473	27.4	60.5	7.8	3864	31.2	57.6	8.1	1558	21.4	65.1	7.3
65-69	3111	34.7	53.7	7.2	4641	37.0	52.9	6.9	2027	31.0	55.2	7.6
70-74	2977	30.7	56.5	8.7	4306	33.7	53.7	9.4	1689	23.3	63.4	7.1
75-79	2193	20.4	68.0	7.6	3325	23.2	65.9	8.5	1430	16.0	71.2	6.2
80-84	1714	19.0	69.5	6.2	2703	24.5	66.7	5.1	1280	13.9	72.1	7.2
85-89	1399	9.8	76.8	8.5	2214	10.2	76.6	9.5	1157	9.6	76.9	8.0

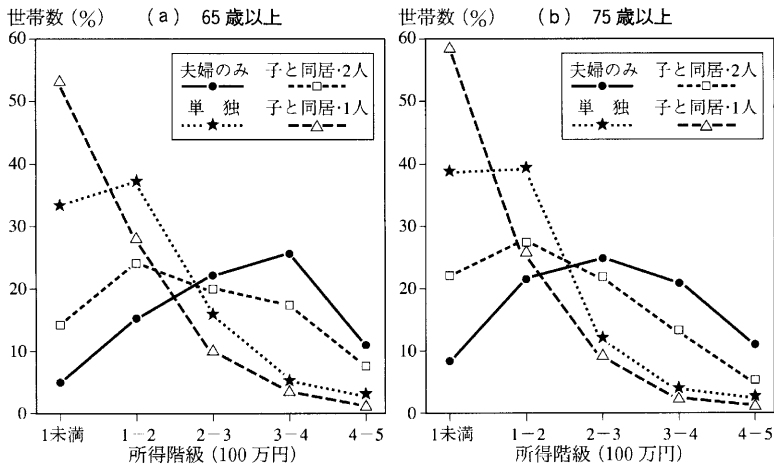


図1 高齢者の世帯構造別所得階級分布：1994年

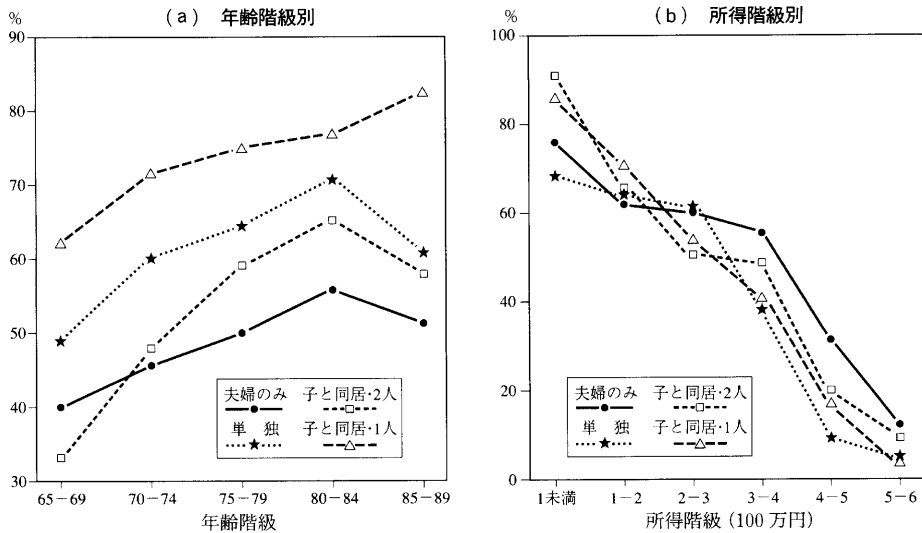


図2 年金が所得の100%を占めている世帯の割合：1994年

表2 高齢者の所得5分位階級別所得源内訳及び構成比：1994年

所得源内訳												
所得5分位階級	非同居高齢者				同居高齢者				高齢者合計			
	平均所得 (千円)	内訳(千円)			平均所得 (千円)	内訳(千円)			平均所得 (千円)	内訳(千円)		
		就労	年金	財産		就労	年金	財産		就労	年金	財産
合計	2897	738	1803	220	2152	633	1263	171	2473	678	1495	192
第1・5分位	634	32	532	8	355	6	330	2	418	11	380	4
第2・5分位	1278	83	1030	20	765	38	674	11	962	63	807	13
第3・5分位	2067	181	1716	68	1336	111	1121	19	1619	141	1333	36
第4・5分位	3156	327	2640	106	2244	329	1714	86	2687	354	2127	101
第5・5分位	7349	3067	3099	898	6105	2684	2510	739	6694	2827	2838	809

構成比												
所得5分位階級	非同居高齢者				同居高齢者				高齢者合計			
	平均所得 (千円)	構成比(%)			平均所得 (千円)	構成比(%)			平均所得 (千円)	構成比(%)		
		就労	年金	財産		就労	年金	財産		就労	年金	財産
合計	2897	25.5	62.2	7.6	2152	29.4	58.7	7.9	2473	27.4	60.5	7.8
第1・5分位	634	5.0	83.9	1.3	355	1.7	93.0	0.6	418	2.6	90.9	1.0
第2・5分位	1278	6.5	80.6	1.6	765	5.0	88.1	1.4	962	6.5	83.9	1.4
第3・5分位	2067	8.8	83.0	3.3	1336	8.3	83.9	1.4	1619	8.7	82.3	2.2
第4・5分位	3156	10.4	83.7	3.4	2244	14.7	76.4	3.8	2687	13.2	79.2	3.8
第5・5分位	7349	41.7	42.2	12.2	6105	44.0	41.1	12.1	6694	42.2	42.4	12.1

1.2倍~1.6倍(平均1.4倍)であった。

差が残っていた(表3)。

(3) 所得の不平等度

世帯構造別に高齢者の所得分布をみると夫婦のみ、単独、「子と同居・2人」、「子と同居・1人」の順に不平等度が高かった(表3の世帯単位)。非同居高齢者より同居高齢者の方が所得分布が分散していることは前述のとおりであるが、「子と同居・2人」世帯の方が単独世帯より不平等度が高かったことは、単独世帯では300万円未満の所得階級に全体の約90%が集中していたことと符合している。なお、世帯人員を調整してジニ係数を計算すると非同居高齢者は0.458から0.407に、同居高齢者は0.517から0.466にそれぞれ低下したが、両者の間には依然として調整前と同様の格

2 非同居高齢者と同居高齢者の所得の違い：所得源の有無に着目

(1) 引退世帯

表4は就労所得がゼロの世帯(「引退世帯」と呼ぶ)だけを対象にして年齢階級別に平均所得やその所得源構成比を示したものである。引退世帯の割合は65歳以上計で60%以上(夫婦)又は85%前後(単独)であったが、夫婦・単独とも年齢階級の上昇とともに増加し、夫婦に比べて単独世帯はその割合が高かった。非同居と同居で引退世帯の割合を比べると、夫婦では65-74歳で非同居高齢者の方が若干高かったが、単独の場合は差

表3 高齢者の世帯構造別所得の不平等度(ジニ係数):1994年

	非同居高齢者			同居高齢者			高齢者合計		
	合計	夫婦のみ	単独	合計	高齢者夫婦	高齢者単独	合計	高齢者夫婦	高齢者単独
世帯単位	0.458	0.391	0.413	0.517	0.445	0.471	0.496	0.421	0.453
個人単位	0.407	0.392	0.413	0.465	0.441	0.471	0.444	0.420	0.453

表4 引退高齢者の世帯構造・年齢階級別平均所得及び所得源構成比:1994年
非同居高齢者

年齢階級	夫婦のみ						単独					
	引退世帯の割合(%)	平均所得		構成比(%)		引退世帯の割合(%)	平均所得		構成比(%)			
		(千円)	(%)	年金	財産		(千円)	(%)	年金	財産		
合計	64.5	3091	48.8	88.4	7.8	83.4	1524	46.1	81.6	9.3		
65-69	51.7	3495	57.5	88.0	7.6	71.1	1738	48.5	77.0	12.7		
70-74	62.9	3331	46.1	86.8	9.2	84.4	1536	47.5	83.0	7.0		
75-79	70.9	2961	54.4	91.2	6.1	89.2	1380	46.6	83.3	8.1		
80-84	76.0	2437	45.9	89.2	7.0	94.5	1362	65.9	87.8	6.5		
85-89	85.7	2594	69.3	85.5	9.3	87.6	1532	54.7	79.0	10.1		

年齢階級	同居高齢者									
	引退世帯の割合(%)	高齢者夫婦		高齢者単独						
		(千円)	(%)	年金	財産					
合計	60.8	2239	40.8	87.4	8.5	85.2	1062	32.6	86.0	7.0
65-69	44.5	2857	48.5	80.7	14.6	73.1	1276	40.8	85.3	6.7
70-74	57.2	2307	39.1	89.7	5.7	82.0	1080	27.3	87.8	6.5
75-79	69.8	2160	43.4	88.3	9.0	86.5	1129	41.4	87.2	5.7
80-84	77.6	1778	43.0	89.9	5.5	90.7	1004	29.2	82.3	9.2
85-89	74.6	1669	71.3	88.9	8.4	93.0	902	37.7	88.2	7.9

注) 平均所得の%は非引退世帯に対する引退世帯の平均所得の割合である。

はなかった。平均所得は非同居高齢者の方が同居高年齢者の1.4倍程度で、表1より格差は大きかった。非同居高齢者の場合、引退世帯の平均所得は非引退世帯の約50%であったが、同居高年齢者では40%前後(夫婦)又は30%前後(単独)のケースが多く、同居群で引退世帯と非引退世帯の間の格差が大きかった。年金のシェアは80~90%のケースが大部分で、表1の就労と年金の構成比を加えた値に近かった。また、引退世帯の平均所得は表1の平均所得から就労所得(平均値)を除いた値に近かった。

所得階級別にみても全世帯に比べて引退世帯の年金のシェアはいずれの世帯構造でも高く、同居・非同居にかかわらず夫婦では500万円未満、単独では400万円未満の階級で90%前後であった(図3)。図3は65歳以上一括であるが、高齢者を65-74歳と75歳以上に区分してもそれぞれの年齢区分で同様の傾向が確認された。

(2) 就労所得・財産所得

就労所得のある世帯の割合は100%から引退世帯の割合を引いたものであり、年齢階級の上昇とともに低下して、就労所得のある世帯の平均就労

所得は夫婦世帯で300万円前後、単独世帯で200万円前後のケースが多かった(表5a)。一方、財産所得のある世帯の割合は夫婦世帯で15~20%、単独世帯で10%前後と違いはあったが、年齢階級別にはあまり差がなく、財産所得の平均値も世帯構造・年齢階級別に概して差は小さかった(表5a)。

就労所得のある世帯、財産所得のある世帯のいずれも所得階級の上昇とともに急激に増加し、両者が高所得階級における所得の重要な構成要素であることは明らかであった(表5b)。

性・年齢階級・子との同別居別に高齢者の労働参加率をみると、性・年齢による違いは明確であったが、非同居群と同居群の違いは後者の方がやや高かったが大きな違いはなかった(図4)。さらに、年間の就労所得が130万円以上の者だけに限ると労働参加率は大幅に低下し(図4)、年齢計・同別居計でみると男は33%から18%に、女は14%から5%に下がった。なお、夫婦・単独別の労働参加率には大きな差がなかったため、図4では両者を区別しなかった。

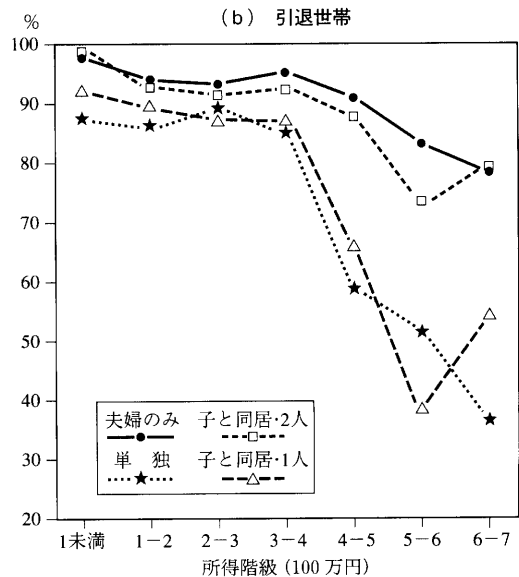
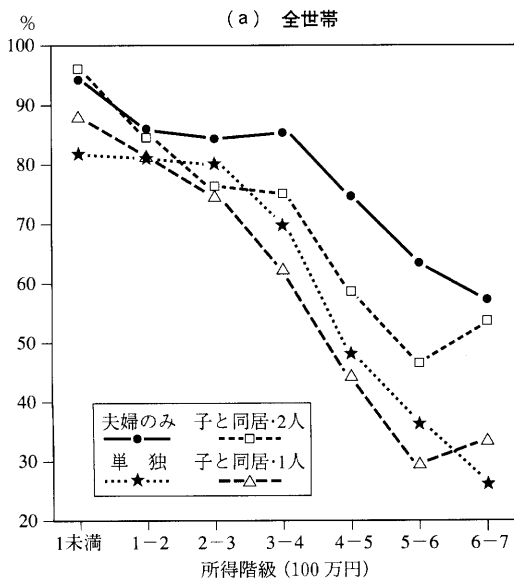


図3 高齢者の世帯構造・所得階級別所得に占める年金のシェア

表5 高齢者の世帯構造別所得源（就労所得又は財産所得）のある世帯の割合及びその所得源の平均値：1994年

(a) 年齢階級別

年齢階級	夫婦のみ				単独				子と同居・2人				子と同居・1人			
	就労所得のある世帯		財産所得のある世帯		就労所得のある世帯		財産所得のある世帯		就労所得のある世帯		財産所得のある世帯		就労所得のある世帯		財産所得のある世帯	
	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)
合計	36	347	20	155	17	205	11	135	39	300	15	210	15	222	7	125
65-69	48	330	16	145	29	234	12	183	56	331	20	205	27	216	8	118
70-74	37	415	21	208	16	180	11	115	43	319	14	269	18	269	8	149
75-79	29	268	23	112	11	200	11	106	30	254	14	219	14	177	8	93
80-84	24	313	15	113	6	113	10	89	22	259	12	89	9	244	7	139
85-89	14	132	27	106	12	129	11	142	25	99	20	82	7	139	5	144

(b) 所得階級別

年齢階級 (100万円)	夫婦のみ				単独				子と同居・2人				子と同居・1人			
	就労所得のある世帯		財産所得のある世帯		就労所得のある世帯		財産所得のある世帯		就労所得のある世帯		財産所得のある世帯		就労所得のある世帯		財産所得のある世帯	
	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)	割合 (%)	平均値 (万円)
合計	36	347	20	155	17	205	11	135	39	300	15	210	15	222	7	125
1未満	13	21	3	17	9	38	4	19	6	30	2	13	5	42	2	26
1-2未満	24	52	6	15	12	74	7	123	22	49	7	36	16	85	6	45
2-3未満	24	98	8	74	17	136	15	201	38	102	11	68	27	121	17	75
3-4未満	25	132	16	55	29	202	28	259	38	162	15	103	46	195	12	124
4-5未満	42	186	29	69	57	235	39	163	64	229	22	112	63	278	26	227
5-6未満	60	223	32	116	67	304	38	215	76	290	30	171	70	385	26	250

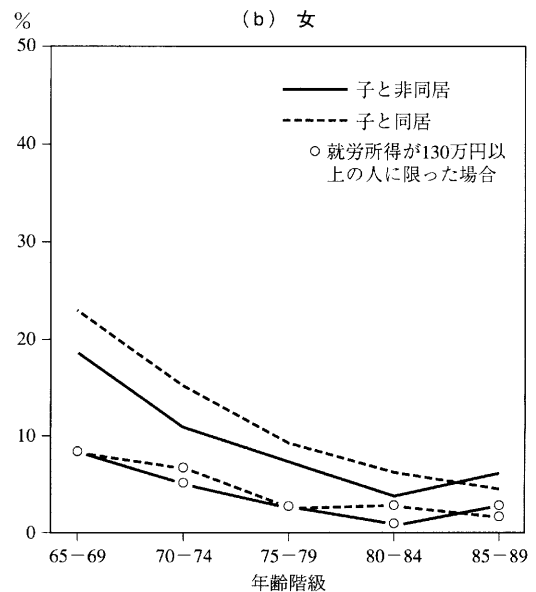
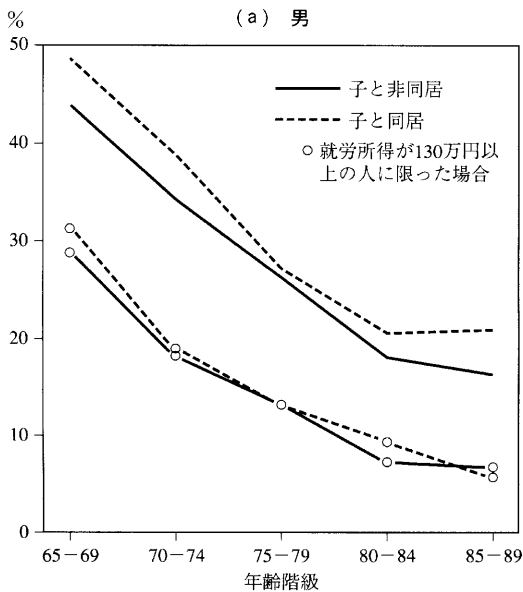


図4 高齢者の性・年齢階級・子との同居別労働参加率

3 非同居高齢者の収支

(1) 平均値

非同居高齢者の年齢階級別平均所得は表1の通りであるが、平均支出(1年間に換算；以下同様)は夫婦のみで平均所得の62%、単独世帯で93%、一方、平均貯蓄(貯蓄ゼロの人も含む)は夫婦のみで平均所得の2.4倍、単独世帯で2.8倍であった(表6)。年齢階級別にみると夫婦のみ世帯で年齢階級の上昇とともに平均支出の平均所得に対する割合が増加していく傾向がみられた。平均支出額は年齢階級の上昇とともに減少し、80-84歳の平均支出額は夫婦・単独ともにそれぞれ65-69歳の75%程度であり、また、夫婦のみ世帯の平均支出額は各年齢階級とも単独世帯の1.5倍程度であった。所得階級別にみると、夫婦のみ・単独ともに200万円未満の階級で平均支出が平均所得を上回っていた(表6)。

(2) 分布

表7は所得階級と支出階級をクロスした世帯分布である。夫婦・単独ともに65-74歳に比べて75歳以上では所得と支出の両方とも低い階級にシフトしていた。表7に印(*)をつけた区域に多くの世帯が集中しており(夫婦のみ世帯49%、単独世帯62%)、特定の所得階級・支出階級に集中している状況は高齢者を65-74歳と75歳以上に区分しても同様であった。支出階級が所得階級を上回っている世帯の割合は夫婦のみ世帯で65-74歳の12%から75歳以上では18%に増加したが、単独世帯では65-74歳23%、75歳以上21%と年齢区分による違いはみられなかった。

年支出が年所得を上回っている世帯の割合は夫婦のみ世帯で23%、単独世帯で47%であった。これを所得階級・所得に対する貯蓄の割合別にみると、所得が低い世帯で赤字世帯の割合が高く、所得階級の上昇とともに赤字世帯の割合は急激に減少した(図5)。一方、同じ所得階級では貯蓄の

表6 非同居高齢者の平均所得に対する平均支出及び平均貯蓄の大きさ(平均所得=100%)

(単位：%)

年齢階級	年齢階級別				所得階級別				
	夫婦のみ世帯		単独世帯		所得階級 (100万円)	夫婦のみ世帯		単独世帯	
	平均支出	平均貯蓄	平均支出	平均貯蓄		平均支出	平均貯蓄	平均支出	平均貯蓄
合計	62	241	93	276	合計	62	241	93	276
65-69	58	197	81	237	1未満	214	552	234	274
70-74	58	240	105	277	1-2未満	125	247	107	285
75-79	74	307	96	288	2-3未満	93	267	84	299
80-84	68	223	102	373	3-4未満	76	274	75	420
85-89	77	329	82	231	4-5未満	75	351	56	296

注) 1. 平均支出は1か月の平均支出を12倍して1年間の支出とした。

2. 平均貯蓄は貯蓄-借入の平均値である。

表7 非同居高齢者の所得階級・支出階級別分布

65歳以上計

(単位：%)

所得階級 (100万円)	夫婦のみ								単独世帯							
	合計	支出階級(100万円)							合計	支出階級(100万円)						
		1未満	1-2	2-3	3-4	4-5	5以上	1未満		1-2	2-3	3-4	4-5	5以上		
合計	100.0	4.9	33.8	28.9	21.3	5.7	5.5	100.0	32.8	44.5	13.1	6.2	1.3	2.2		
1未満	4.5	0.9	2.6	0.4	0.4	0.1	0.0	33.4	19.0*	11.3*	1.5	0.9	0.0	0.7		
1-2未満	14.8	2.0	9.0*	2.8	0.4	0.0	0.6	36.8	10.3*	21.4*	2.9	1.5	0.3	0.4		
2-3未満	21.0	1.2	9.5*	6.9*	2.6	0.4	0.4	16.2	2.2	7.1	4.9	1.3	0.1	0.5		
3-4未満	26.2	0.4	6.3*	10.1*	7.5*	1.1	0.8	5.8	0.5	2.0	1.9	1.1	0.1	0.2		
4-5未満	11.8	0.3	2.1	4.3	2.9	1.0	1.2	3.3	0.4	1.3	0.7	0.5	0.1	0.2		
5以上	21.7	0.0	4.3	4.4	7.5	3.1	2.5	4.6	0.4	1.2	1.3	1.0	0.6	0.2		

多い世帯で赤字世帯の割合が高い傾向がみられ、特に貯蓄が所得の5倍以上の世帯では高所得層でも年間収支が赤字の世帯割合が相対的に高かった(図5)。赤字の世帯は75歳以上でやや増加した。

IV 考 察

第4回の大規模調査である1995年国民生活基礎調査を用いて非同居高齢者と同居高齢者の所得の比較分析及び非同居高齢者の所得と支出・貯蓄との関係を調べたところ、次のようなことが明らかになった。

- 1) 同居高齢者より非同居高齢者の方が平均所得は高かったが、所得階級分布や所得源構成比で両者は類似していた。
- 2) 同居・非同居にかかわらず、引退世帯では年金のシェアが高かった。
- 3) 就労所得と財産所得は高所得層にとって重要な所得源であった。
- 4) 性・年齢階級別労働参加率は非同居群と同居群で類似しており、同居群の方が少し高かった。金額条件を加えると労働参加率は大幅に低下した。
- 5) 非同居高齢者の年間収支をみると、低所得

層で赤字世帯の割合が高く、同じ所得階級では貯蓄の多い世帯で赤字世帯の割合が高い傾向であった。

アメリカでは平均的に高齢者は非高齢者と少なくとも同程度の生活をし、不確実性からもかなり守られているが、人口構造の変化によって将来はそれほど明るくないといわれている(ハード、1995)。日本の今日の高齢者の経済的地位も一般的にはアメリカと同様、あるいはそれ以上と考えられるが、一方で田近(1998)は子と非同居高齢者世帯の所得や貯蓄には大きなばらつきがあり、高齢者世帯を1つの同質グループとして扱うことには問題が伴うと述べている。本稿では便宜上平均値を多く用いたが、高齢者の所得や非同居高齢者の支出・貯蓄についてその多様性を確認した。

高齢者が子と同居する契機は配偶者の死、自分又は配偶者の身体機能の著しい低下、などと考えられる。舟岡(1999)は高齢者と子夫婦との同居決定要因の分析及び配偶者の死亡による同居移行確率の試算を行い、①低所得、要介護といったリスクに対して高齢者の生活を保障するための家族(子夫婦)の役割は依然として機能している、②新しい世代の高齢者ほど子との同居率は低下している、等と述べている。岩本(1999)も親子の所

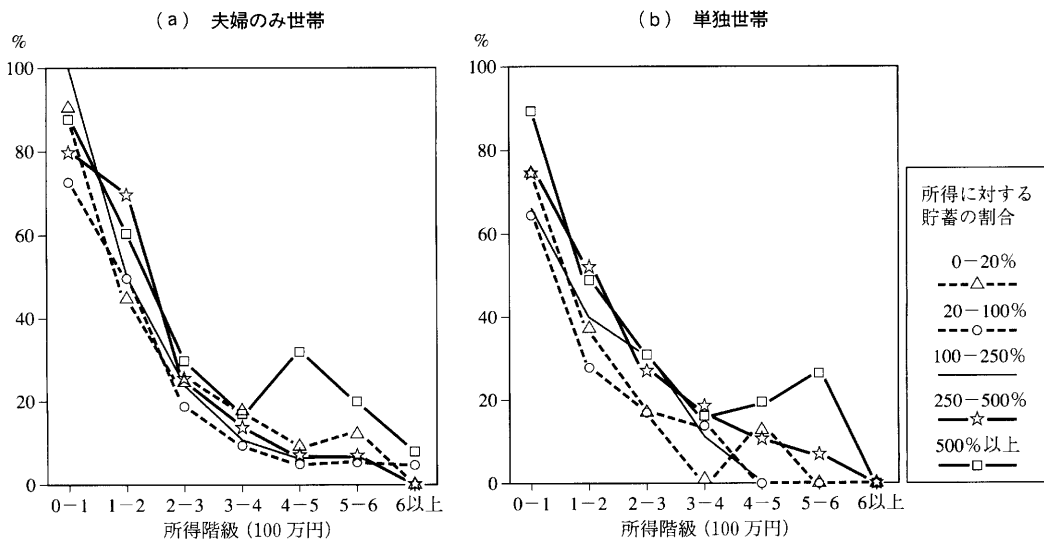


図5 年支出が年所得を上回る世帯の割合

得が同居の選択に与える影響に焦点を当てた分析を行い、親の所得が高いほど別居が選択され、一方、子の所得が高いほど(親が夫婦の場合)別居が選択される傾向があることを示した。本稿の結果でも確かに非同居高齢者の方が同居高齢者より平均所得は高かった。非同居高齢者と同居高齢者の所得分布を比較すると、低所得層は同居している割合が高い、高所得層は同居していない割合が高い、等の特徴はみられたが、「所得が低いから子と同居する」あるいは「所得が高いから子と同居しない」という見方を積極的に支持するものではなかった。高齢者の経済的基盤が弱いことがどのように子との同居に関連しているかについてはさらに検証が必要である。

日本では65歳以上の約半数が子と同居している(子との同居率は年齢階級の上昇とともに増加している)。高齢者の所得源の国際比較を行う場合、非同居高齢者の所得源をみるのが一般的である。所得5分位階級別にみると、アメリカやイギリスでは第1及び第2・5分位で公的年金のシェアが80%以上であり、反対に第5・5分位では20%台である(EBRI, 1997; Johnson, 1992)。これに対して日本では第1から第4・5分位まで公的年金のシェアがほぼ80%以上で、第5・5分位でも40%と高かった。これについては様々な理由が考えられる(Hills, 1999)が、一方で、日本の場合には数の上では非同居高齢者は高齢者全体の50%しか代表していないという問題が生じる。しかし、非同居高齢者と同居高齢者の所得源構成比には大きな違いがなかった(65-74歳, 75歳以上のそれぞれでも同様)ので、非同居高齢者で全体を代表させてもそれほど問題はないと考えられる。ただし、「平均所得は同居群の方が低い」、「平均年金額は非同居群の方が高く、同居群の1.3倍程度である」、等の違いがあることは留意する必要がある。

就労所得は65歳以上の所得源の4分の1を占め、75-84歳層にとっても所得の約5分の1を就労所得から得ている(就労所得のある世帯に限れば5分の1は50~60%に上昇)ということは、日本の顕著な特徴の1つである。就労所得のシェア

が高くなる理由の1つとして、企業年金・個人年金が所得源として把握されていないという問題点が指摘されるが、性・年齢階級別の労働参加率をみても確かに働いている高齢者は多い。ヨーロッパで高齢者の労働参加率が特に低いことは、政府が80年代に若年失業対策の一環として公的年金の支給開始年齢を引下げ、高齢者の早期退職を促したことが大きな要因としてあげられる²⁾。これに対して日本では、長期的な労働力供給の減少という環境の下では、高齢者の就業率が今後とも高い水準を維持する可能性は大きい(八代, 1999)。しかしながら一方で、年間の就労所得が130万円以上の者だけに限ると労働参加率は男がアメリカ並み、女はイギリス並みに低下した³⁾が、それでもヨーロッパ大陸諸国に比べればまだ高い数値であった。高齢者の就業率の高さは今後さらに少子高齢化に向かう日本にとって重要な意味をもつものと考えられる。

引退世帯にとっては公的年金給付がきわめて重要な所得源になっていた。公的年金の給付水準を考える場合には、平均値だけで議論するのは不十分である。年金制度の改革においては税制、被用者の妻の扱い、パートタイマーの適用、ボーナスに対する保険料、給付の調整、等を含む制度の整合性を担保することが、国民に信頼される制度とするために不可欠の要件と考えられる。また、非同居高齢者については夫婦・単独とも平均支出額は年齢階級の上昇とともに減少していることから、年金制度と公的介護保険等他の社会保障制度との整合性を十分考慮することが重要であることが示唆された。

非同居高齢者の収支では夫婦のみ世帯の5分の1、単独世帯の約半数で年支出が年所得を上回っていた。支出が1か月しか調査されていないことに起因しているのであれば、支出に関する調査項目を改善することが求められる一方、この結果が概ね妥当であるとすれば、貯蓄を取り崩している世帯がかなりの規模に達しているか、又は仕送り等の私的サポートが十分把握されていない可能性が考えられる。

本稿で使った国民生活基礎調査では a) 企業年

金給付が把握されていない, b) 同居高齢者の支出や貯蓄が調査されていない, c) 支出は調査年の1か月分、収入はその前年1年分と両者の間に時間的ずれがある, 等の制約がある。高齢者の経済的地位を考える場合にはフローのみならずストックも重要な要素であり, 今後この面での調査の拡充が望まれる。

注

- 1) 4つの境界値はそれぞれ非同居群が96, 160, 258, 381万円, 同居群が47, 100, 169, 299万円であった。
- 2) 1990年代に入って各国はこの政策を転換した。
- 3) アメリカの労働参加率(1995年)は男が65-69歳27.0%, 70-74歳16.8%, 75歳以上7.6%, 女が65-69歳17.5%, 70-74歳9.3%, 75歳以上2.9%であった。イギリスの労働参加率(1993年)は男が65-69歳13.1%, 70-74歳6.5%, 75歳以上2.7%, 女が65-69歳8.0%, 70-74歳3.4%, 75歳以上0.9%であった。

参考文献

岩本康志(1999)「親子の所得が高齢者同居世帯の形成に与える影響」『医療・介護・年金の各システムが経済活動に与える影響に関する調査研究報告書』, 医療経済研究機構。
厚生省(1996)『平成7年国民生活基礎調査報告

書』。

- 田近栄治(1998)「日本の高齢者世帯——所得, 貯蓄, 税・社会保障負担, 介護の現状を中心として——」『高齢社会における社会保障体制の再構築に関する理論研究事業』, 長寿社会開発センター。
- ハード・マイケル(1995)「アメリカにおける高齢者の経済的地位」(野口悠紀雄/デービッド・ワイズ編)『高齢化の日米比較』, 日本経済新聞社。
- 舟岡史雄(1999)「高齢者の同居について」『国民生活基礎調査を用いた社会保障の機能評価に関する研究報告書』, IPSS STUDY SERIES 99.1.
- 八代尚宏(1999)『少子・高齢化の経済学』, 東洋経済新報社。
- Clark R. (1992) *Economic Status of Older Persons in the United States and Current Issues Facing Social Security*.
- EBRI (1997) *EBRI Databook on Employee Benefits*, 4th edition.
- Fukawa T. (1993) "Economic situation and retirement benefit of the Japanese elderly", *Journal of Seizon and Life Science*, 4 (1), 85-96.
- Hills J. (1999) *The Welfare State in the UK: Evolution, Funding and Reform*.
- Johnson P. (1992) *Pension Reform in Britain: Problems and Possibilities*.
(ふかわ・てつお 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部長)

在職老齢年金制度と高齢者の就業行動

岩本康志

I 序 論

年金制度が退職の意思決定に与える影響は、退職年齢によって生涯で受給する年金の現在価値がどのように変化するかという視点から推測することができる。わが国では、清家(1991)が80年改正による制度のもとで、小塩(1999)が94年改正前後の制度のもとで、このような年金資産の推計をおこなっている。いずれの推計においても、退職年齢が60歳から61歳に動くとき年金資産が減少して65歳まで減少し続け、60歳からの就業継続に「罰則」を与える制度となっていることが示されている。その最大の理由は、現在の厚生年金の制度が、60歳から64歳までの受給権者が在職している場合には、稼得する所得(標準報酬月額)に応じて年金給付が減額される仕組み(在職老齢年金制度)となっていることによる。

減額の仕組みは表1のようにまとめられ、86年と89年改正の制度のもとでの賃金月額と賃金・年金の合計所得との関係は図1のように表さ

れる。95年改正以前の在職老齢年金制度は、賃金と年金を合わせて一定額を保障するという理念であったため、年金が支給停止となる所得水準までは、賃金と年金の合計所得がなかなか増加しないことになる。このため、在職老齢年金制度により、60歳から64歳までの厚生年金受給権者の就業が抑制されているのではないかという問題は、高齢者の就業行動に関する研究の中心的課題となっており、ここで網羅することが困難なほどの多数の研究がおこなわれ、就業を阻害する効果をもつということで、ほぼ意見の一致が見られているといえる。

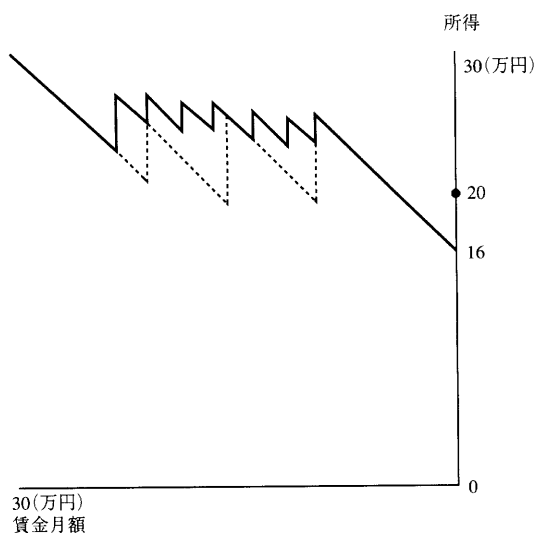
本稿でもこの課題に焦点を当てるが、ここでの主眼は、あらたな結論を導くことにはなく、分析手法の面であらたな貢献をおこなうことにある。これまでのわが国の労働供給の実証研究は、ある時点における意思決定をとらえた静的なモデルに立脚してきた。これは、特定の個人を追跡したパネルデータが長らくわが国には存在せず、ライフサイクルの視点から労働供給の意思決定を考えるとこの動的モデルによる分析をおこなうこと

表1 在職老齢年金制度の仕組み

86年4月改正		89年12月改正 ²⁾		95年4月改正	
報酬月額 ¹⁾ ～95	支給率 0.8	報酬月額 ¹⁾ ～95	支給率 0.8	賃金と年金が22万円未満	支給率 0.8
		95～114	0.7		
		114～138	0.6	賃金と年金が22万円以上	賃金への限界税率
95～155	0.5	138～165	0.5	で賃金が34万円未満	0.5
		165～185	0.4		
		185～210	0.3	賃金が34万円以上	賃金への限界税率
155～210	0.2	210～230	0.2		1

注) 1. 報酬月額の単位は千円。

2. 90年4月から、支給率2割の報酬月額は21～25万円に改正。



注) 年金月額が20万円の場合、実線は89年12月改正、点線は86年4月改正の制度での予算線を示す。

図1 年金減額支給の場合の予算制約式

は不可能であったことが理由である。この点、パネルデータが利用可能な国においては、Heckman and MaCurdy (1980), MaCurdy (1981) によって開拓された、パネルデータを用いた推定が主流となっていることと対照的である。

労働供給のライフサイクルモデルでは、個人のある期の労働供給は、その期の価格変数、選好の決定要因、予算制約式にかかる Lagrange 乗数の関数となる。パネルデータを用いる手法の最大の利点は、ある仮定のもとで、観察可能でない Lagrange 乗数を個人の固定効果として識別することができることにある。しかし、Moffitt (1993) は、継続して調査されている横断面の調査を複数年利用できる場合には、この固定効果が存在するモデルについても、バイアスのない推定をすることができることを示した。本稿はこの示唆にしたがって、男性高齢者就業の動学モデルを、『国民生活基礎調査』(厚生省)の1989～95年までのデータをプールして推定することにする。

また、従来の研究のほとんどが、年金受給額あるいは制度ダミーを説明変数とした誘導型の枠組みをもっていたのに対し、本稿では、在職老齢年金が賃金の限界税率を高めることによって労働供

給に影響を与える構造を明示的にモデル化し、推定された行動パラメータ(就業の賃金弾性値)をもとに政策効果を検証することに特色がある。

II モデル

1 就業決定のライフサイクルモデル

高齢者は、0期から T 期までの生涯について、消費 c と余暇 l から効用を得て、

$$U = \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+\rho)^t} u(c_t, l_t) \quad (1)$$

となる効用関数をもつとする。ここで、 ρ は割引率である。高齢者の非人的資産 a の変化は、

$$a_{t+1} = (1+r)a_t + (1-\tau_t)w_t(1-l_t) - c_t \quad (2)$$

にしたがうものとする。ここで、 w は賃金率、 τ は賃金税率であり、高齢者の時間賦存量は1に基準化してある。また、労働時間は負になれないという

$$l_t \leq 1 \quad (3)$$

も制約として課せられる。(3)式を無視したときの望ましい労働時間を

$$h_t^* = 1 - l_t \quad (4)$$

と置き、高齢者の属性変数のベクトルを X とし、効用関数をさらに、

$$u(c_t, l_t) = u_1(c_t) + \frac{l_t^{1-\beta_1}}{1-\beta_1} e^{-\frac{\beta_2}{\beta_1} X_t} \quad (5)$$

のように特定化すると、就業の選択は、以下のような probit モデルで表現することができる。

$$\begin{aligned} -\ln(1-h_t^*) &= \beta_1 \ln \lambda_0 + \beta_1(\rho-r)t \\ &\quad + \beta_1 \ln(1-\tau_t) + \beta_1 \ln w_t \\ &\quad + \beta_2 X_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6a)$$

$$\begin{aligned} h_t &= 1 & (h_t^* > 0) \\ h_t &= 0 & (h_t^* \leq 0) \end{aligned} \quad (6b)$$

ここで、 λ は(2)式にかかる Lagrange 乗数、 h は就業・非就業を示す2値変数とする。

2 横断面データによる推定

本稿で使用するデータは個人を追跡したパネルデータではなく、毎年の横断面データであることから、個人の添え字を $i(t)$ とすると、各観測値

について、

$$\begin{aligned} -\ln(1-h_{it}^*) &= \beta_1 \ln \lambda_{0it} + \beta_1(\rho-r)t \\ &\quad + \beta_1 \ln(1-\tau_{it}) \\ &\quad + \beta_1 \ln w_{it} \\ &\quad + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7) \end{aligned}$$

が指標関数 (indicator function) となる。生涯所得の限界効用とも考えられる λ は、各個人についての固定効果となる。横断面データでの問題点は、この λ が識別可能でないことから、推定式に加えることができないことである。したがって、 λ と相関をもつ説明変数の係数推定値はバイアスをもつ。

同一個人を追跡したパネルデータが利用可能な場合には、個人ダミーを説明変数とすることによって、この固定効果を容易に識別できる。適当なパネルデータが利用可能でない場合でも、この場合には幸いなことに、繰り返し調査された横断面データ (repeated cross section data) を使用することが有効である。Browning, Deaton and Irish (1985) は、コーホートに集計可能な線形モデルにおいて、複数年の横断面データからコーホートの平均値を集計した擬似パネルデータ (synthetic panel data) を用いる方法を提案した。同じ個人の集団からなるコーホートを追跡すると、そのコーホートの固定効果の平均値は時間を通して一定である。したがって、コーホートダミーによって、コーホート集団の固定効果の平均値を識別することができる。

非線形モデルをはじめとする複雑なモデルでは、コーホート集計ができない場合がある。Moffitt (1993) は、個別データに対して操作変数法を適用するという解釈で、より広いモデルについて、繰り返し調査された横断面データが有効であることを示した。固定効果にとって有効な操作変数の例は、個人に依存せず時間によって変動する変数である。個人に依存しないことから、固定効果とは相関をもたない。時系列面での変動があることが操作変数として機能する条件であり、複数年の横断面データを同時に用いる意義はここにある。

Moffitt (1993) の方法の一般的な設定は、 Z を生年、性別、学歴等のような、個人に関する情報

で時間的変化のない変数¹⁾、 W_1 、 W_2 を固定効果と相関をもたない変数として、

$$\ln \lambda_{0it} = \beta_3 Z_{it} + \varepsilon_{3it} \quad (8a)$$

$$\ln w_{it} = \alpha_1 W_{1it} + \alpha_2 Z_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (8b)$$

$$X_{it} = \gamma_1 W_{2it} + \gamma_2 Z_{it} + \varepsilon_{4it} \quad (8c)$$

のように表される。

本稿での推定は、モデルの設定とデータに関わる理由から、(8) 式にさらに追加的な制約を課している。まず、 Z としては生年ダミーのみをとった。年齢ダミーは W_1 、 W_2 に含まれる。しかし、就業には年齢は重要な決定要因であると考えられるので、 X 自体に年齢ダミーを含めることが適当である。このため、時間ダミーを説明変数に加えることができなくなり、 $\rho=r$ を仮定した。また、最も代表的な操作変数の候補である年齢ダミーが直接の説明変数となってしまうため、他の説明変数のための適当な操作変数を見出すことが困難となった。このため、 X は固定効果のコーホート平均からの乖離の部分 (ε_3 に相当) と相関をもたないことを仮定し、 X に対する操作変数法の適用はおこなわない。最後に、識別のためには、賃金関数と就業関数に違った変数を含める必要があり、ここでは賃金に対するコーホート効果はない ($\alpha_2=0$) ことを最初から仮定した²⁾。

以上の制約を加えて、(8) 式を (7) 式に代入したあとの推定式は、

$$\ln w_{it} = \alpha_1 W_{1it} + \varepsilon_{1it} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} -\ln(1-h_{it}^*) &= \beta_1 \beta_3 Z_{it} + \beta_1 \ln(1-\tau_{it}) \\ &\quad + \beta_1 \ln w_{it} \\ &\quad + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{2it} \quad (10) \end{aligned}$$

となる。

III データ

1 サンプル選択の方針

『国民生活基礎調査』では労働時間の調査がされていないので、推定モデルは、賃金所得 (所得票の雇用者所得) と就業状態 (雇用者所得の有無で識別) を被説明変数とする。就業状態を識別する所得票は調査時点の前年の状況を調べたものであるため、本稿では所得票の調査対象年を日付と

して使用する。したがって、本稿のサンプルは1988年から1994年までの7年間の高齢者の就業状態を表すものである。賃金所得は、1995年基準の消費者物価指数で実質化している。

推定に用いたサンプルは、1923年から1935年までに出生した13世代のコーホートである³⁾。コーホートの選択にあたっては、在職老齢年金の影響を見るために、60歳から64歳までの就業に関する情報をもったコーホートをすべて含むことが望ましい。ここでは、その前後を加えた59～65歳までの就業行動が観察できるすべてのコーホートを推定の対象とすることにした。

就業選択には自営業か雇用者かの選択も重要であり、単純な就業・非就業の2値選択の設定では不適切であるという認識から、多項選択モデルによる推定が、Tachibanaki and Shimono (1985)、高山他 (1990)、八代他 (1997) によって試みられている。本稿では、自営業の就業選択は考察の対象外とするので、公的年金の受給状況と勤めか自営業かの別の情報より、自営業であるか過去にそうであった者をサンプルから除外することにした⁴⁾。具体的には、現在、自営業主であるか基礎年金あるいは国民年金のみを受給している者をサンプルから除外した。さらに耕地のある世帯の世帯員も除外した。また、高所得者の影響を排除するために、雇用者所得の上位1%、また賃金が主要な収入源である個人に限定するために、非雇用者所得の上位1%のいずれかに該当する個人をサンプルから除外した。

賃金所得は就業者のみしか観察できないので、Gronau (1973) の定式化によるサンプル選択モデルとなる。推定は、以下の手順でおこなわれる。まず Heckman (1976) の2段階推定の手法にしたがい、賃金所得関数を就業関数に代入した誘導型をprobit最尤法で推定し、その結果から逆 Mills 比を計算し、それを説明変数に追加した賃金所得関数を推定する。その推定結果から非就業者の市場賃金所得を予測し、それをもとに就業者と非就業者を合わせたサンプルについて就業関数の構造型を推定する。いずれも抽出確率を考慮した推定をおこなう。

2 説明変数

賃金所得関数の説明変数は Lagrange 乗数と相関をもたないと考えることのできる変数のみによって構成する必要がある。ここでは、年齢ダミー、勤めか自営業かの別ダミー、市郡ダミーを説明変数とした。年齢ダミーは、基準値は53歳とし、54歳から71歳でそれぞれ1をとる18個のダミー変数で構成される。賃金を説明する有力な変数は企業規模であり、『国民生活基礎調査』では、「勤めか自営業かの別」として、常用雇用者の場合は勤務先の企業規模が、それ以外の者は自営業主、農業従事者等の区別が調査されている。勤めか自営業かの別ダミーは、基準値は家族従業者とし、後掲する表3の項目に対応する場合を1とする13個のダミー変数から構成される⁵⁾。市郡ダミーは、基準値は大都市とし、人口15万人以上の市、人口5万人以上15万人未満の市、人口5万人未満の市、郡部の4個のダミー変数から構成される⁶⁾。

就業を説明するprobit回帰式の説明変数のうち Z は生年ダミー (1923年生まれが基準値、24年から35年までそれぞれ1をとる12個のダミー変数)、 X は年齢ダミー、勤めか自営業かの別ダミー、有配偶ダミー (有配偶のときに1)、世帯人員数で構成される。

賃金税率は、以下のように扱う。『国民生活基礎調査』では、個人での税負担額は、95年以降に調査されはじめたため、何らかの推定方法を考案する必要がある。総所得をもとに推定する手法も考えられるが、ここで考察の対象とするサンプルのなかでの限界税率の変動は、在職老齢年金による高税率が圧倒的な影響をもつと考えられる。したがって、本稿では限界税率を詳細に特定化することはせずに、在職老齢年金受給者を τ_1 、それ以外を τ_0 とする比例税が適用されるものとして、モデルの推定結果から求めることにした。具体的には、60～64歳の厚生年金受給者を1、それ以外を0とするダミー変数 D を構成する⁷⁾。 D の係数推定値を β_0 とすると、

$$\beta_0 = \beta_1 \ln \frac{1 - \tau_1}{1 - \tau_0} \quad (11)$$

という関係がある。

サンプルの中間にあたる89年12月に在職老齢年金制度の改正があり、旧制度における年金の減額率が高まることで、標準報酬月額の上昇により可処分所得が減少してしまうという問題点を緩和した制度が導入された。この制度改正の効果を見るため、改正前後で在職老齢年金のもたらず限界税率が異なるという想定を置くことにした。そのため、89年までが旧制度、90年以降が新制度の適用を受けるものとし、ダミー変数を2分割し、 D_1 ($D=1$ かつ89年までが1)、 D_2 ($D=1$ かつ90年以降が1)としたものを基本推定とした。

結果の頑健性を検証するために、以上の基本推定に加えて、以下のような代替的な設定にもとづく推定もおこなった。

- (1) 在職老齢年金による高税率の度合いが、89年改正前後で変わらない (D_1, D_2 でなく、 D を用いる)。
- (2) 賃金所得関数と就業関数の説明変数に、勤めか自営かの別を含めない。
- (3) 自営業者およびかつて自営業であった者を除外する作業をおこなわないサンプルを使用する。

3 推定式の問題点

推定結果を説明する前に、上記の定式化がもつ限界点(おもにデータの制約に由来する)について議論しておきたい。

- (1) 『国民生活基礎調査』は労働供給の分析に特化した統計調査ではないため、労働供給の実証研究で必要とされる変数についての制約が存在する。例えば、賃金を説明する重要な変数である学歴が調査されていないので、説明変数として加えることができない。
- (2) 小規模調査年で調査される項目に限定されるため、大規模調査年でしか調査されない健康票に属する項目を利用することができない⁹⁾。
- (3) モデルでは労働時間の選択となっていたが、労働時間の調査がされていない。このため、被説明変数は就業の選択としている。

また、賃金は時間当たりの賃金率をとるべきであるが、1年間の雇用者所得となっており、労働時間の違いを考慮に入れることができない。このため、本来 $\ln w$ をとるべきところが、 $\ln w + \ln h$ をデータとして使用していることになる。(10)式の就業関数では、 $\beta_1 \ln w$ が $\beta_1(\ln w + \ln h)$ となるので、左辺が $-\ln(1-h^*) - \beta_1 \ln h^*$ と変化することになる。もし、 h^* が変化しても、 $\ln(1-h^*)$ と $\ln h^*$ がほぼ比例関係にある(すなわち $\ln(1-h^*) = \alpha \ln h^*$ が近似的に成立している)ならば、 β_1 は正しく推定される。問題は賃金所得関数であり、被説明変数が $\ln w + \ln h$ となるので、正しい係数推定値を得るには、就業関数の説明変数をすべて含めなければならない。しかし、そうすると本来の賃金関数の係数 α_1 の一部は識別できなくなる。

- (4) 図1からわかるように、正確な予算制約式は、いくつかの所得減少点(限界税率がマイナス無限大)をもつ段階的線形関数となっている。正確には、所得減少点以外では、減額支給のもたらず限界税率はゼロである。推定式では、ぎざぎざの部分に勾配の緩やかな線形関数に置き換えており、これはあくまで近似にすぎない。もし制度を忠実にとらえるならば、段階的線形関数の予算制約式を推定する手法を適用することが考えられる。しかし、そのためには労働時間のデータが必要であることから、本稿ではこのような推定手法をとらなかった⁹⁾。
- (5) 本稿の定式化では、年金の減額給付を回避するために、高齢者がとり得る行動の可能性が十分に考慮されていない。まず、雇用者と自営業の選択は対象外としているが、年金の減額支給を避けるために、自営業に従事するという選択をとっている可能性も考えられる。このことはサンプル選択のバイアスを引き起こすので、自営業者も加えた推定も代替的推定として報告する。また、減額給付を避ける手段としては、パート就

業があるが、本稿ではフルタイムとパート就業の区別をしていない。これは所得票で就業を識別しているために不可能であった。このため、在職老齢年金がパートを選択させる誘因効果は、本稿の分析ではとらえられない。

- (6) また、毎月の給料を低くするかわりに、ボーナスを高くすることによって、年金減額を軽減する行動が考えられる。『高年齢者就業実態調査』(労働省)を使用した分析では、ボーナスを含まない定期給与から賃金率が計算されるが、『国民生活基礎調査』では、両者を合わせて賃金所得としている。このようなデータのとり方の違いには、一長一短がある。年金受給権者とそれ以外の者で定期給与とボーナスの比率が大きく違っていれば、ボーナスを含む給与の方がより正確な賃金所得指標となることが期待できる。しかし、在職老齢年金のみならず限界税率は定期給与(標準報酬)にかかるものなので、年金受給権者の定期給与の比重が低い効果が限界税率の項に混入してしまう。いま、総報酬に占める定期給与の比重を γ とすると、限界税率は τ でなく $\gamma\tau$ となる。年金受給権者の γ が低くなるという事実を考慮にいけない場合には、在職老齢年金のみならず限界税率の上昇を過小推定することになる。

IV 実証分析

1 就業・賃金所得関数の推定結果

表2は、基本推定と3つの代替的推定について、おもに関心のある変数と統計量の推定結果を要約したものである¹⁰⁾。基本推定では、対数賃金所得の雇用就業確率への限界効果は0.08となり、弾性値では0.13となる。在職老齢年金の影響を示すダミー変数は、有意に負となっており、在職老齢年金受給者は就業確率が14~17%ポイント低下するという結果が得られている。

係数の推定値をもとにして、在職老齢年金制度

による税率の変化分を推計しよう。表2には報告されていないが、対数賃金所得の係数が0.25、 D_1 の係数が-0.37、 D_2 の係数が-0.45であることから、(11)式にもとづくと、 D_1 については、 $\tau_0=10\%$ では $\tau_1=80\%$ 、 $\tau_0=20\%$ では $\tau_1=82\%$ 、 $\tau_0=30\%$ では $\tau_1=84\%$ となる。 D_2 については同じ τ_0 の範囲で、 τ_1 は94%~95%の水準となる。以上の結果は、在職老齢年金による限界税率は80%以上の高水準になると高齢者が認識していることを示唆している。

また在職老齢年金制度の影響が89年改正前後で異なるかどうかを調べるためには、 D_1 と D_2 の係数が等しいという制約を置いた推定結果(表2の[B]欄)を用いて、制約が棄却されるどうかを検定してやればよい。厳密には、ここでは抽出確率を考慮した推定であるため、最尤法ではなく、疑似最尤法(pseudo maximum likelihood method)となっていることから、尤度比検定によることができず、Wald検定を用いた。基本推定において、自由度1の χ^2 自乗分布にしたがうWald検定統計量は、0.84となり、通常の有意水準のもとで改正前後の在職老齢年金制度の影響に違いがないとする仮説は棄却できなかった。

すでにのべたように、勤めか自営かの別を就業・賃金所得関数の説明変数として使用することには、いくつかの問題点がある。この変数を用いた推定を基本的な定式化したのは、まず賃金所得関数については、表3が示すように、この属性別の雇用者所得の変化は大きいので、説明力が大きく改善されることが理由である。就業関数についても、賃金所得、Lagrange乗数以外の説明変数は、余暇選択に影響を与えると考えられる変数であるべきであるから、勤めか自営かの別を説明変数に含むことは、あまり説得的ではないかもしれない。あえて、この変数を説明変数に加えた理由は別のところにある。すなわち、この変数は1期後の就業状態を表しており、1期後に就業していれば現在も就業している確率が高い、あるいは1期後に就業していなければ現在も就業していない確率が高いという傾向があれば、このことを理由として就業に対する説明力をもつ。賃金所得関

表2 推定結果の要約

	(A) 基本推定	(B) 代替的推定 (1)	(C) 代替的推定 (2)	(D) 代替的推定 (3)
就業関数				
In w	0.084	0.082	0.127	0.016
	0.037	0.037	0.035	0.023
D_1	-0.136		-0.236	-0.146
	0.034		0.035	0.023
D_2	-0.165		-0.245	-0.150
	0.027		0.029	0.017
D		-0.156		
		0.024		
他の説明変数	生年ダミー 年齢ダミー 勤めか自営か 有配偶ダミー 世帯人員数	生年ダミー 年齢ダミー 勤めか自営か 有配偶ダミー 世帯人員数	生年ダミー 年齢ダミー 有配偶ダミー 世帯人員数	生年ダミー 年齢ダミー 勤めか自営か 有配偶ダミー 世帯人員数
サンプル数	14,718	14,718	14,718	30,600
擬似 R^2	0.46	0.46	0.23	0.37
対数尤度	-5,193	-5,194	-7,460	-13,233
賃金所得関数				
逆 Mills 比	-1.329	-1.330	-1.224	-1.336
	0.089	0.089	0.057	0.092
ρ	-1.356	-1.357	-1.134	-1.195
他の説明変数	年齢ダミー 勤めか自営か 市郡	年齢ダミー 勤めか自営か 市郡	年齢ダミー 市郡	年齢ダミー 勤めか自営か 市郡
サンプル数	9,408	9,408	9,408	15,890
R^2	0.37	0.37	0.22	0.33
s	0.980	0.980	1.079	1.118

注) 就業関数の被説明変数は、就業=1, 非就業=0のダミー変数。賃金所得関数の被説明変数は、対数雇用者所得。

就業関数の上段は限界効果, 下段は標準誤差。賃金関数の上段は係数, 下段は標準誤差。逆 Mills 比の下段は標準誤差。標準誤差はいずれも分散の不均一性を考慮にいれた推定値。

ρ は、誤差項の相関係数の推定値。

R^2 は自由度調整済み決定係数。sは誤差項の標準偏差。

数の説明変数にこの変数を含めたことから、就業関数における賃金所得の説明力が就業状態の継続性という、本来期待されるものと異なる理由によって高まっているおそれがある。その要因を除去することが、基本推定において勤めか自営かの別を就業関数の説明変数に加えた理由である。以上の問題を踏まえて、勤めか自営かの別を説明変数に含まない定式化による推定をおこなった。その結果は表2の(C)欄に示されている。就業関数の誘導型が基本推定と同一のため、賃金関数も基本推定と同一になる。

変数の推定結果に与える影響を検討しよう。賃金所得関数の説明力は落ち、決定係数は0.22に低下している。対数賃金の就業確率への限界効果は0.13で、弾性値では0.2と基本推定より若干大きくなる。

表2の(D)欄は、雇用者あるいは雇用者OBに限定するようなサンプル選択をおこなわないときの推定結果である。雇用就業の賃金弾性値は0.03となり、基本推定よりもかなり小さい。ただし、サンプルが拡大しているの、弾性値の直接の比較は適当でない。

表3 勤めか自営かの別にみた雇用者所得と非雇用者所得

(単位:万円)

	雇用者所得	非雇用者所得
家族従業者	356	185
会社・団体等の役員	852	130
一般常雇者・企業規模 1~4 人	293	134
一般常雇者・企業規模 5~29 人	370	84
一般常雇者・企業規模 30~99 人	422	88
一般常雇者・企業規模 100~499 人	497	90
一般常雇者・企業規模 500~999 人	572	82
一般常雇者・企業規模 1000 人以上	704	61
一般常雇者・企業規模 官公庁	778	59
1 月以上 1 年未満の契約の雇用者	289	197
日々又は 1 月未満の契約の雇用者	213	163
家庭内職者	339	207
その他	385	198
仕事なし	319	225

出所) 本稿で使用したサンプルについての筆者による推計。

2 政策シミュレーション

つぎに在職老齢年金の就業阻害効果を見るために、在職老齢年金による限界税率の上昇効果が発生しないように制度変更をおこなったときの就業率の上昇効果を計測しよう。具体的には、在職老齢年金受給者ダミーをゼロとするシミュレーションにより、雇用就業確率の変化分を見る。このとき、Lagrange 乗数が固定されているので、このシミュレーションは制度変更による個人の効用水準の変化を補償した政策変更を考えている。シミュレーションの結果は、年齢・年別に表4にまとめられており、60歳の4.1%ポイントから64歳の7.5%ポイントまでの間で雇用就業率の上昇がある。この当時の在職老齢年金制度は、60~64歳男性の就業率を5%ポイント程度低下させる影響があったことを示唆している。

代替的推定(2)においては、在職老齢年金の効果も大きくなっている。同様の前提による政策シミュレーションでは、60歳の7.2%ポイントから65歳の17.8%ポイントまでの範囲となっており、就業の反応度は基本推定の2倍以上となる。

代替的推定(3)においては、在職老齢年金による雇用就業阻害効果は、60歳で2.5%ポイント、64歳で5.4%ポイントとなっている。サンプルに在職老齢年金とは無関係な者が加わるので、この

シミュレーション結果は基本推定の数値よりも小さいことは当然である。両者を同一の基準で比較できるように、制度変更による雇用者増加数をサンプル平均で評価する(限界効果と推定母集団人数の積をとる)と、基本推定の場合が243万人、代替的推定(3)の場合が433万人となり、基本推定の方が控えめな結果となっていることがわかる¹¹⁾。

V 先行研究との比較

1 賃金の影響

本稿の分析枠組みでは、就業の賃金弾力性の推定値が在職老齢年金の影響を決めているといえる。そこで、この弾性値について本稿の結果と先行研究との比較をおこなおう。

非就業者の賃金を推定するときサンプル選択バイアスを考慮した推定としては、大日(1998)が、1986,89,92,95年の『国民生活基礎調査』の個票をプールして、60~64歳の要介護状態でない男性高齢者について、就業の賃金弾性値が0.28であることを報告している。本稿の推定値より若干高いものの、大きく離れた推定値とはなっていない。大石(1999)では、1995年の『国民生活基礎調査』から60~69歳男性について、就

表4 在職老齢年金改革のシミュレーション結果

基本推定		年						
年齢		1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
		60	0.047	0.041	0.056	0.047	0.041	0.041
	61	0.046	0.042	0.048	0.046	0.044	0.064	0.055
	62	0.043	0.050	0.044	0.050	0.046	0.059	0.052
	63	0.050	0.043	0.053	0.060	0.063	0.070	0.065
	64	0.059	0.064	0.075	0.063	0.088	0.068	0.079
代替的推定 (2)		年						
年齢		1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
		60	0.112	0.095	0.114	0.096	0.072	0.092
	61	0.114	0.103	0.098	0.100	0.088	0.121	0.110
	62	0.117	0.123	0.092	0.117	0.093	0.118	0.107
	63	0.132	0.114	0.118	0.129	0.133	0.145	0.134
	64	0.147	0.161	0.160	0.137	0.178	0.142	0.151
代替的推定 (3)		年						
年齢		1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
		60	0.037	0.031	0.034	0.032	0.031	0.025
	61	0.038	0.033	0.031	0.034	0.026	0.039	0.038
	62	0.037	0.042	0.033	0.037	0.039	0.043	0.039
	63	0.045	0.038	0.041	0.040	0.038	0.039	0.049
	64	0.045	0.047	0.047	0.046	0.049	0.041	0.054

注) 数値は、在職老齢年金に対する高税率が除去された場合の就業確率の増加を示す。

業の稼働所得弾性値が0.58と推定されている¹²⁾。

参考のため、サンプル選択バイアスを考慮しない推定結果については、表5のようにまとめられる。先行研究での推定結果には幅があるものの、本稿の基本推定の結果の0.13よりもおおむね大きいといえる。基本推定としては控えめな弾性値を選択しており、本稿の推定結果は先行研究のそれと矛盾するものではない。また、もし先行研究にあるような大きな賃金弾性値の数値をもとにすると、在職老齢年金の影響はもっと大きなものとしてとらえられるであろう。

2 年金の影響

年金の影響を分析した研究の多くは、年金受給額を説明変数としたモデルを推定しており、年金受給額が労働供給に負の影響を与えるという結果を得ている。年金の影響をこのように所得効果としてとらえた場合には、在職老齢年金制度のもつ就業阻害効果はうまくとらえられない。すなわち、

本稿のシミュレーションのように在職老齢年金による減額を停止した場合には、年金所得の増加によって就業率が低下してしまう。

在職老齢年金の政策シミュレーションが可能な設定をもつのは、小川(1997, 1998 a, 1998 b)の一連の研究である。彼のモデルでは、就業者について就業しなかった場合の年金受給額を求めて(これを「本来年金額」と呼んでいる)、就業を選択した場合の所得を市場賃金と在職老齢年金受給額の和、非就業を選択した場合の所得を留保賃金と本来年金額の和として、大きな所得をもたらす選択肢を選択するという行動仮説を考えた。小川(1997)では、1980, 83, 88, 92年の『高齢者就業実態調査』をプールして、60~64歳男性について、就業の公的年金受給額に対する弾性値は、-0.167という結果になっている。また、本来年金額ではなく、受給年金額を説明変数とした推定における弾性値は、-0.222となり、内生性を考慮しない推定が、年金の影響を過大評価すること

表5 男性高齢者労働供給の賃金率に対する弾性値

	データ・調査年 ¹⁾	60~64 歳	65~69 歳
労働時間			
安部 (1998)	高就・1983, 88, 92	-0.178~-0.327 (60~69 歳)	
就業・2 項選択			
下野・橋木 (1984) ²⁾	高就・1980	0.269	0.322
清家 (1986)	国生・1978	0.089 (60 歳~) ³⁾	
	国生・1981	0.473 (60 歳~)	
	国生・1984	-0.103 (60 歳~) ³⁾	
	高就・1980	0.347	0.23
	高就・1980	0.579 (60~69 歳)	
	高就・1983	0.900	0.287
	高就・1983	0.264 (60~69 歳)	
八代・大石・二上 (1995)	高就・1988	0.042	0.259
	高就・1988	0.115 (60~69 歳)	
	高就・1992	0.061	0.391
	高就・1992	0.235 (60~69 歳)	
就業・多項選択			
高山他 (1990) ⁴⁾	全消・1984	0.827	0.309

注) 1. データの「高就」は『高齢者就業等実態調査』, 「全消」は『全国消費実態調査』, 「国生」は『国民生活基礎調査』を示す。

2. 仕事収入に対する弾性値。

3. 統計的に有意にゼロと異なる。

4. 弾性値は論文に報告されていないので, 筆者が計算した。

を示している。小川 (1998 a) では, 83, 88, 92 年をプールして, 就業の公的年金受給額に対する弾性値として, -0.418 という結果を得ている。また, 小川 (1998 b) では, 1992 年のみのデータを用いて -0.0235 という結果を得ている。最初の 2 つの弾性値の数値は, 岩本 (1998) でまとめられた (年金受給額の内生性を調整しない場合の) 弾性値の範囲内あるいはやや高めに位置している。

小川 (1997) のモデルをもとに, 本稿での政策シミュレーションと類似した精神でおこなうとすれば, 年金減額をなくした (本来年金額と受給年金額が等しい) ときの就業率の変化として表すことができる。このような政策によって, 小川 (1997) の推定結果では就業率の増加が 9.2%ポイント, 小川 (1998 a) では 9.9%ポイント, 小川 (1998 b) では 9.2%ポイントとなると予測される¹³⁾。シミュレーションの設定が大きく違うので, 本稿の結果との直接の比較には十分注意すべきではあるが, あえて比較すると, 本稿の基本推定よりも大きめの就業の反応度となっている¹⁴⁾。

3 89 年改正の影響

89 年の在職老齢年金制度改正の就業に与える影響を分析した最近の実証研究には, 安部 (1998), 小川 (1998 a), 大日 (1998) 等がある。

大日 (1998) では, 推定された本来年金額をもとに, 在職老齢年金制度の影響を受給年金額の減額としてとらえている。そして, 受給年金額を説明変数とした就業関数の推定値から, 就業への影響を計測している。89 年改正の影響は, 就業率を 0.1%ポイント上昇させるにとどまり, 80 年代の高齢者就業率の上昇に対する説明力はほとんどもたないとされている。小川 (1998 a) では, 88 年から 92 年にかけては, 在職老齢年金の変化は就業率を 0.53%ポイント上昇させたという結果が得られている。安部 (1998) は, 89 年の在職老齢年金制度改正の影響を受ける 60~64 歳層の厚生年金受給権が就業確率に与える影響の変化が, 制度改正に影響されない 65~69 歳層の影響の変化と比べてどの程度違っているかを観察することによって, 制度改正が就業に与えた影響を検証する differences in differences の手法を用いている。

結論としては、制度改正が労働供給を大きく増加させたとはいえないとしている。

いずれの研究でも、89年制度改正が就業抑制効果を大きく減じたという効果は得られておらず、80年代後半からのこの年齢層の就業率上昇の主たる原因とはなりえないという結論になっている。本稿でも、制度改正前後での就業への影響の違いは統計的に有意ではないという結果が得られており、先行研究の結論を再確認したものと見える¹⁵⁾。

VI 結 論

本稿では、年金の減額支給を賃金への高税率ととらえた高齢者のライフサイクルモデルを基礎とし、在職老齢年金の就業阻害効果を確認することができた。行動モデルに立脚することの長所は、推定された行動パラメータをもとに、さまざまな制度変更の選択枝を検討することが可能となる点にある。本稿の基本推定では、年金の減額受給者は賃金への限界税率が80%以上になると認識していること、就業の賃金弾性値は0.13、在職老齢年金による限界税率の格差を是正する政策は60～64歳の就業率を5%ポイント程度引き上げる効果があることがわかった。代替的推定では、就業の感応度はこの倍程度になる。先行研究との比較の結果、妥当と考えられる行動パラメータと政策効果の数値は、本稿の基本推定を下限とし、その倍程度の数値の間に位置するものと考えられる。

また、89年の在職老齢年金改正の影響を検討したが、就業への影響は統計的に有意ではないという結論を得た。したがって、80年代後半の高齢者就業率上昇の直接的原因を在職老齢年金の制度改正に求める考え方には無理があると考えられる。これは先行研究の結論を支持するものである。図1が示すように、賃金の伸びを年金減額で相殺するという理念は、89年改正によっても維持されており、就業への有意な影響が現れるとすれば、この理念を変えた95年改正においてであろう。残念ながら、95年改正の影響を検証できるデータを本稿では利用できなかった。95年をはさんだデータによる検証は興味深い将来の課題である。

本稿における動学的モデルの推定は、7年間の『国民生活基礎調査』をブールする手法によって可能になった。動学的モデル分析の発展は、ひとえにデータの利用可能性にかかっている。『国民生活基礎調査』は多様な目的に対応した総合的な調査であるので、労働供給に対してのきめの細かい分析には一定の限界がある。他の調査を用いて、本稿と同様の手法による分析をおこなうことは、興味深い将来の課題である。また、最終的には、わが国においても、高齢者の労働供給を分析するのに適したパネル調査が実施されることが望まれる。

付 記

本稿は、「国民生活基礎調査を用いた社会保障の機能評価に関する研究会」(国立社会保障・人口問題研究所)における筆者の研究成果をもとにしている。『国民生活基礎調査』の個票による分析は同研究会における目的外使用(1998年6月16日、総務庁告示第88号)によるものである。本稿改訂の過程で、安部由起子、大日康史、大竹文雄、橘木俊詔、八田達夫、浜田浩児、樋口美雄氏から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。

注

- 1) 就学中の者にとっては学歴は変化しうる変数であるが、本稿の対象とする高齢者については、学歴の変化はほぼ無視できる。
- 2) 賃金所得に対するコーホート効果を分析した大竹・猪木(1997)の結果からは、本稿の対象とする世代については、後のコーホートほど賃金水準が高くなる傾向が読み取れる。
なお、賃金所得関数にコーホートダミーを含めた推定をおこなうことは原理的に可能なので試みてみたが、本稿で得られた結論に大きく変更を加えるものではなかった。
- 3) 調査時点の年齢をもとに生年を編成したので、1923年生まれとは、厳密には1922年6月から1923年5月までの生まれに相当する。
- 4) ただし、III.3節でのべる理由により、代替的推定として、自営業者または自営業OBをサンプルから除外しない推定もおこなった。
- 5) Lagrange乗数に影響を与えるような、個人の能力といった変数が企業規模等と相関をもつ

ているような場合には、乗数と説明変数が無関係でなければならないという制約が満たされないおそれがある。また、この調査項目は世帯票にあり、就業の意思決定の翌年の企業規模・職業である。この2つの理由より、賃金の説明変数とすることには十分に注意する必要がある、代替的推定としてこの変数を用いない定式化による推定も試みる。

- 6) 居住地の選択が厚生水準に影響を与える場合（あるいは逆の場合）には、Lagrange 乗数と相関している可能性がある。しかし、都市規模は賃金所得の説明力が高いことから、説明変数に含めることにした。
- 7) 年金所得は所得票で調査されるが、ここでダミー変数を構成するのに使用した受給年金の種類は世帯票で調査されているため、調査対象時期が異なっており、正しく厚生年金受給者をとらえていない可能性は存在する。所得票での年金所得の有無と世帯票での年金受給の有無で個体数をクロス集計すると、

	年金受給あり	年金受給なし
年金所得あり	7,564	23
年金所得なし	1,208	5,923

となり、いったん年金所得がある状態から翌年に年金受給がなくなるケースはほとんどあり得ないことを示している。このことから、翌年の年金受給者を除外することによって、前年の年金受給者を部分的に除外でき、かつ非受給者を誤って除外することはほとんど無視できると考えられる。

- 8) 小規模調査年の世帯票では、通院状況の調査があるが、今回の目的外使用ではこの項目は利用可能でなかった。
- 9) 段階的線形関数の突起部分に選択点が集中しているかどうかを検証する手法もあり、清家(1983)が先駆的研究である。しかし、減額の基準となる賃金所得は定期給与であるが、『国民生活基礎調査』では定期給与とボーナスを区別できないため、選択点を正確に記述できない問題点をもつ。
- 10) 推定結果の問題点の1つに、理論的には絶対値が1以下である、賃金関数と就業関数の誤差項の相関係数が-1以下に推定されてしまっていることである(表2の ρ の欄)。したがって、本来は2段階推定ではなく、相関係数にかかる制約を考慮にいった(擬似)最尤法推定をおこなう必要がある。
- 11) 推定母集団の人数は推定に使用した7年間のべ人数である。
- 12) 参考のため、労働時間の賃金率に対する反応の研究をまとめると、清家(1989)は、1983年の『高齢者就業等実態調査』での60~69歳男性について、賃金率1%の上昇が、月間労働時間を

9.4時間増加させるという結果が得られている(残念ながら論文では弾性値は報告されていない)。一方、金子・高橋(1998)は、1988、92年の『高齢者就業実態調査』の個票をプールして、1923年から1932年生まれの男性について、賃金月額1万円の上昇は月間労働時間を23.8時間減少させるという結果を得ている。これは、労働供給曲線が後方屈折していることを意味し、清家(1989)の推定結果と対立する。したがって、労働時間の賃金弾性性について、わが国では確定的な推定値は得られていない。

- 13) 受給年金額(小川[1997]等で雇用補助金と呼ばれる)のサンプル平均と本来年金額(公的年金額)のサンプル平均の差だけ受給年金額が上昇したとし、受給年金額の限界効果に乗じて、就業確率の変化を予測した。
- 14) 小川(1997, 1998 a, 1998 b)のサンプルは、55歳時点で雇用者であった60~64歳男性であり、手順自体は異なるが、概念的には本稿のサンプルに近いものを構成していると考えられる。
- 15) では、80年代後半から高齢者就業率の高まりの原因は何だったのか。本稿で推定された就業関数の説明変数では考えられる要因のすべてを取り込んでいるとはいいがたく、この問題に関する議論は、より広い観点から論じた他の研究にゆだねたい。

参考文献

- 安部由起子(1998)「1980~1990年代の男性高齢者の労働供給と在職老齡年金制度」、『日本経済研究』第36号, 7月, 50-82頁。
- Browning, Martin, Angus Deaton, and Margaret Irish (1985) "A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demand Over the Life-Cycle," *Econometrica*, Vol. 53, No. 3, May, pp. 503-543.
- Gronau, Reuben (1973) "The Effects of Children on the Housewife's Value of Time," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, pp. S 168-S 199.
- Heckman, James J. (1976) "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 5, No. 4, Fall, pp. 475-492.
- Heckman, James J. and Thomas E. MaCurdy (1980) "A Life Cycle Model of Female Labour Supply," *Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1, January, pp. 47-74.
- 岩本康志(1998)「2020年の労働力人口」、『経済研究』第49巻第4号, 10月, 297-307頁。
- 金子能宏・高橋桂子(1997)「企業年金の普及と高

- 齢者の就業・引退行動], 『季刊社会保障研究』第33巻第2号, 9月, 177-190頁。
- MaCurdey, Thomas E. (1981) "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 6, December, pp. 1059-1085.
- Moffitt, Robert (1993) "Identification and Estimation of Dynamic Models with a Time Series of Repeated Cross-Sections," *Journal of Econometrics*, Vol. 59, Nos. 1/2, September, pp. 99-123.
- 小川 浩 (1997) 「年金と男性高齢者の就業行動」, 『年金制度の改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究 I』, 日本労働研究機構, 17-57頁。
- (1998 a) 「年金が高齢者の就業行動に与える影響について」, 『経済研究』第49巻第3号, 7月, 245-258頁。
- (1998 b) 「年金・雇用保険改正と男性高齢者の就業行動の変化」, 『日本労働研究雑誌』第461号, 11月, 52-64頁。
- 大日康史 (1998) 「高齢者就業における意思決定の研究: '80年代後半のコブに関する一考察」, 『「経済と社会保障に関する研究」報告書別冊」, 医療経済研究機構, 159-184頁。
- 大竹文雄・猪木武徳 (1997) 「労働市場における世代効果」, 浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』, 東京大学出版会, 297-320頁。
- 大石亜希子 (1999) 「高齢者の就業決定における健康要因の影響: 『国民生活基礎調査』による分析」, 日本経済学会 1999年度秋季大会報告論文。
- 小塩隆士 (1997) 「年金・雇用保険制度改革と年金資産」, 『季刊社会保障研究』第33巻第3号, 12月, 286-297頁。
- 清家 篤 (1983) 「年金の収入制限の効果」, 『季刊社会保障研究』第19巻第2号, 9月, 198-211頁。
- (1986) 「高齢者就業の趨勢と公的年金」, 『日本労働協会雑誌』第328号, 10月, 9-16頁。
- (1989) 「高齢者の労働供給に与える公的年金の効果の測定: 二つのバイアスを除いた横断面分析」, 『日本労働協会雑誌』第359号, 8月, 11-19頁。
- (1991) 「生涯年金資産と引退行動」, 『経済研究』第42巻第1号, 1月, 12-20頁。
- 下野恵子・橘木俊詔 (1984) 「高齢者の就業行動分析: 男女比較」, 『季刊社会保障研究』第19巻第4号, 3月, 398-413頁。
- Tachibanaki, Toshiaki, and Keiko Shimono (1985), "Labor Supply of the Elderly: Their Desires and Realities about Full-time Jobs, Part-time Jobs, Self-employed Jobs or Retirement," 『経済研究』第36巻第3号, 239-250頁。
- 高山憲之他 (1990) 「公的年金と男子高齢者の労働供給」, 『経済分析』第121号, 52-66頁。
- 八代尚宏・大石亜希子・二上香織 (1995) 「高齢者就業の決定要因」, 『人的資源の高度活用と職業行動の変化に関する調査研究: 高齢者の活用を中心として』, 日本経済研究センター, 18-48頁。
- 八代尚宏他 (1997) 「高齢化の経済分析」, 『経済分析』第151号。
- (いのもと・やすし 京都大学助教授)

引退過程における賃金低下と所得保障

山田篤裕

I 序 論

本稿では、公的・私的年金と共に、高齢期において依然大きな役割を果たしている就労所得について扱う。特に、今後の社会政策の在り方を考える上で重要な、高齢期において再就職する場合、どの程度の賃金低下を被るかについて、定量的に分析することを主眼とする。分析の結果、企業規模および高齢者のそれまでのキャリアによって、賃金低下のパターンは大きく異なることが明らかになった。在職老齢年金、雇用保険、雇用継続給付等、高齢者の雇用に密接に関わる様々な種類の所得保障政策が存在するが、このような分析に基づいて、本稿の結びでは、そうした政策が対象とするべき集団を具体的に示す。

1 就労所得は高齢期を支える第4の柱

高齢者の退職所得については、公的年金だけではなく、企業年金および私的年金等の他の所得源をどのように組み合わせるのかという、総合的な視点、すなわち退職所得パッケージ (the retirement income package) としての視点が、これからの社会保障の在り方を考える中で、重要である。経済協力開発機構 (OECD) においても、そうした視点から日本政府のイニシアティブの下、退職所得政策比較研究プロジェクトが進んでいる (厚生省 (1999), pp. 292-293)。

この視点からは、世界銀行のいう、「3つの柱 (the three pillars)」ばかりでなく、「第4の柱」¹⁾となる就労所得は、高齢者の就労率の高い日本においてとりわけ重要である。先進諸国との比較研究においても、日本の場合、退職移行期における

就労所得の重要性は相対的に高いことが示されている。

例えば、高齢者 (65歳以上) の収入5分位階級別収入源構成比を日米比較した府川によれば、「就労収入の構成比が日本で高く、財産収入の構成比がアメリカで高いことは各5分位 (所得) 階級でもあてはまる」ことが示されている (府川 1995, pp. 45-46)。こうした日本における退職移行期の所得に占める就労所得の重要性は、オーストラリア、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、スウェーデン、イギリスを加えて比較した Disney らの研究によっても、実証的に確認されている (Disney *et al.* 1998)。

2 問題の所在

退職所得パッケージの一環として、公的・私的年金とともに第4の柱としてシニア層の生活水準を左右する雇用所得が、多様なキャリアによってどのように決定されているのか、また社会保障制度や企業内部の制度とどのように関わっているのかについては、特に今後の就労率を占う上で、重点的に研究が進められるべき領域である。

シニア層の就業構造における雇用者比率の増大を考慮すると、シニア層の引退・就業選択の自主性を尊重した上で、雇用所得水準の大幅な低下が、シニア層の就業意欲を減退させ、結果として労働市場からの引退を促しているのだとすれば、そこには社会政策的対応も必要となってくる²⁾。

なお、本稿では、55歳以上の者をシニア層の定義としている。これは、一般的な定年年齢が60歳であることを考えれば、やや若い人まで含まれてしまう定義かもしれない。しかし、既に55歳以前から転籍・出向等が行われていること

を考慮すれば、妥当な線引きかと思われる³⁾。

本稿では、IIで、これまでの理論・実証分析の蓄積を概観する。IIIでは分析に用いるデータを説明する。IVでは、分析枠組を説明し、Vでそれに基づく実証分析の結果を示す。この実証分析では、定年・出向・転籍を既に迎えた(再就職した、ならびに再雇用・勤務延長された)シニア層男子雇用者を対象とする。そして、シニア層の賃金低下に、それまでのキャリアがどのような影響を与えているかを分析する。その計測結果を踏まえ、VIで結びにかえて、若干の政策的含意を述べる。

II 主な関連研究の概観

1 シニア層の賃金低下の国際比較

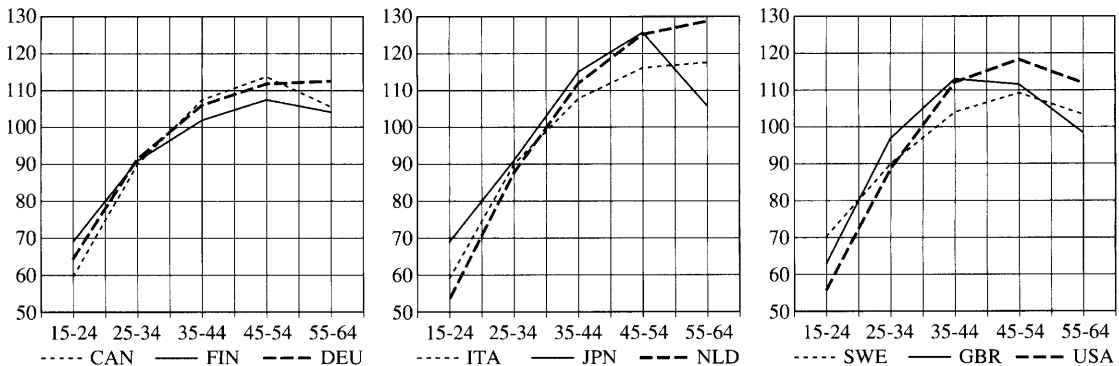
労働省『高齢者就業実態調査報告』によると、日本においては、55歳当時雇用者であった男子の中でキャリア職を定年前に離れた者では、その約半数が再就職している。また、定年によって離れた男子の約半数が、その後再就職している。キャリア職と比較すると短いものの、完全引退までに、職業人生のかなりの部分(ポスト・キャリア職)をこうした再就職によって雇用労働者として

過ごす者は多い。

こうしたポスト・キャリア職の賃金は、国際比較の観点からどのような特徴があるのだろうか。ここで、OECDの資料によって、賃金カーブを比較することにしよう(OECD 1998)。

図1は縦軸に各国毎の平均所得を100%とする相対的所得、横軸は年齢を表す。年齢の刻みはややあらいが、これは各国統計の刻みを合わせるためである。また、図の中の注に詳細に示したように、微妙な定義の違いがあるが、これは各国の個別状況(例えば日本ではボーナスの存在)を勘案して、なるべく揃えるためのものである。大まかな比較には十分耐えうるものであろう。

この図から、日本の賃金(総所得)カーブについて、かなり急な賃金スロープであること、45-54歳においてかなり相対賃金が高くなっていること、またそれに関連して55-64歳の落ち込み幅が最も大きいこと、が読み取れる。日本の定義の場合、55-64歳の場合、ベースとなるサンプルはフル勤務ばかりではない。従って、再就職や再雇用・勤務延長制度によるフル勤務から離れたサンプルによる賃金の落ち込みによる影響が主要因だと推察される。



- 注) 1. 国略号は、各々、CAN (カナダ)、FIN (フィンランド)、DEU (ドイツ)、ITA (イタリア)、JPN (日本)、NLD (オランダ)、SWE (スウェーデン)、GBR (イギリス)、USA (アメリカ)。
 2. 日本については、15歳以上の平均稼得収入に対する各年齢の賃金(ボーナス含む)。他の国については、25-64歳の平均稼得収入が基準。
 3. カナダ、フィンランドおよびスウェーデンは、フルタイムかつフル勤務雇用者の稼得収入、それ以外の国はフルタイム雇用者の稼得収入。

出所) OECD (1998) *The OECD Employment Outlook*, p.133.

図1 賃金(総所得)カーブの国際比較(1990年代半ば)

2 再就職時のシニア層の賃金低下を説明する理論

国際的に見て、日本において特徴的なシニア期における賃金低下について、理論的にはどのように説明できるのでしょうか。

高齢者が再就職する際の、賃金率低下を説明する理論は、大きく二つに分かれよう。第一は、再就職時に、これまで蓄積活用されてきた人的資本が失われるものというものである。特に、再就職前に働いていた企業でしか使えない技能(企業特殊技能)については、再就職後の企業においては陳腐化してしまうので、賃金率が低下するというものである。これは、Becker (1975) の人的資本理論に従った場合の説明である。

第二は、特に定年制のある企業において、高齢期には、その人の生産性より高い賃金で俸給が支払われており、再就職の際にはその分(その人の生産性が正当に評価される分)低くなるというものである。これは、Lazear (1979, 1986) のインセンティブ理論に従った場合の説明で、定年制を合理的に説明している。

第三は、報酬の後払いという点で Lazear のインセンティブ理論と似ているが、再就職の際にこれまで勤務してきた企業が様々な形で支援を行うことで再就職後の賃金を高めること(あるいは高める可能性を企業が暗黙に約束すること)がいかに合理的であるかを説明する理論がある。この理論では、雇用主による雇用者の努力水準のモニタリングという、人的資源管理の視点が取り入れられ、企業規模によって、再就職後の賃金率の変動が異なり得ることが含意されている。Carmichael (1989) や Gibbons と Murphy (1992) は、こうした理論の先駆である。これに先行した大橋 (1990, pp. 61-64) によれば、人的資源管理の観点から、定年年齢延長は、若年者にとって昇進の遅れを意味し、勤労意欲を減退させる。Gibbons and Murphy (1992) の理論に従えば、この場合、ポスト・キャリア職においての高賃金を約束するならば、こうした勤労意欲の減退をある程度防止してくれるはずである。

3 日本のシニア層への理論の適用

こうした理論から、日本の賃金低下について、具体的にどのように説明・解釈することができるのだろうか。

Carmichael (1989) の主張のユニークな点は、日本における定年平均年齢が、社会保障給付の受給年齢より、なぜ若く設定されているのかについて、理論的に示唆している点である。その指摘によれば、日本では大企業の「退職者」は、社会保障給付の受給年齢までの数年間、「一時退職金を受給し、外部労働市場へと移動する」か、「より低い賃金で臨時雇用者として雇われる」か、または「高い賃金で重役として雇われる」ことになる。これらの「慣行」は、以下のように機能して、「キャリア職の最後の最後まで労働意欲を高く保つ役割を果たして」いる。「重役のポストをめぐる競争は、重役候補者の労働者間では大変熾烈」であり、重役候補者は昇進競争の中で、キャリア職の最後の最後まで労働意欲を高く保つことになる。また、「重役候補者ではない労働者にとってさえも、キャリアを終えた後について、企業はいくらかの影響を及ぼしうるので、キャリア職の最後の最後まで、労働意欲を高く保つ」ことになる。いい換えれば、企業は、定年後のキャリアが存在するように、社会保障給付が受給される年齢よりも、定年年齢を低く設定しているのではないかと、示唆しているのである。

Rebick (1993) や鹿毛 (1993) は、賃金低下の大部分が、雇用主と職種の変更によることを実証⁹⁾している。また、米国と比較して日本のシニア層の就業率が高い要因を、キャリア職企業によって再就業斡旋等が日本で行われていることと、高齢者を低い賃金で雇用できることに求めている。さらに、Rebick (1995) では、本稿で用いられるデータの前回調査である 1988 年の『定年到達者等の 60 歳台前半期における就業と生活』の個票データを用いて、再就職斡旋により、再就職後の賃金が 20% も上昇することを見出している。そして、この再就職斡旋によるポスト・キャリア職企業での賃金上昇が、キャリア職末期(定年前数年間)の主要な昇進競争が終わってしまった年齢

以降においても、就労意欲を高めることへのインセンティブとなっていると結論づけている。

本稿では、再就職時における所得変動に関する以上の主要な理論的説明・実証的研究に従い、社会保障や企業の雇用管理制度等の変数も明示的に賃金関数に取り入れた。そして、先行研究の追試を新データで行った上、さらに、どのように雇用所得低下のパターンが、企業規模間、定年年齢によって異なっているのか、新たな分析を試みた。

III 使用データ

1 データの主な特徴

データとして、財団法人高年齢者雇用開発協会『定年到達者等の就業実態に関する調査(1993年度)』の個票を使用した。

シニア層の就業状況を対象とする大規模な調査には労働省の『高年齢者就業等実態調査』があるが、キャリア職についての回顧的な質問については、サンプル数としては小さいものの、高年齢者雇用開発協会の調査の方がより詳細である⁵⁾。特に、賃金関数の測定に必要な最終学歴、キャリア職での勤続年数、50歳位までの企業移動の有無等のキャリアについての多岐にわたる質問項目が全て含まれているのは、この調査のみである。また、ボーナスについての情報も含まれている。本稿では、キャリア職とポスト・キャリア職との関係に焦点を絞っているので、高年齢者雇用開発協会の調査の方を選択した。

また、1993年度調査より新しいデータを用いると、1994年度在職老齢年金制度改正と、1996年雇用保険法改正による高年齢雇用継続給付導入の影響が出てくる。よって、60歳以上の雇用者は賃金と在職老齢年金と雇用継続給付を足し合わせた複雑な「賃金+給付(在職老齢年金+雇用継続給付)カーブ」⁶⁾を考慮することになる。本稿では、賃金率の低下を主な分析対象としているために、賃金低下を直接的な対象とする制度改正の影響を受けない1993年度データを選択した。なお、このデータの場合には60歳以上の雇用者は1994年度改正以前の旧在職老齢年金の複雑に屈

曲した、「賃金+給付(在職老齢年金)カーブ」には直面しているので、在職老齢年金による就業抑制効果は、現行制度よりも強いものと推察される。

2 サンプルの内容

サンプルは、1987年度に定年・退職・出向・転籍、いずれかを経験したシニア層男子で、全サンプル・サイズ(使用できないサンプル除去後)は2250人である。年齢は60歳台前半層が約90%を占めている。ポスト・キャリア職の分析には、年齢の面から最適である。また、キャリア職企業が従業員1000人以上規模の大企業であった者が約80%を占める。労働省『高年齢者就業等実態調査』と比較すると、かなり大企業に偏っている。

基礎集計表1 ダミー変数
(全サンプルと就業者サンプル)

	全サンプル	就業者サンプル
年齢	2250(100%)	1051(100%)
非常に健康である	437(19.4%)	257(24.4%)
独立していない子供がいる	780(34.7%)	407(38.7%)
妻は就業している	644(28.6%)	347(33.0%)
老親と同居している	244(10.8%)	128(12.2%)
大都市圏内に住んでいる	1027(45.6%)	524(49.9%)
公的・私的年金のどちらかを受給	392(17.4%)	228(21.7%)
大学卒である	948(42.1%)	453(43.1%)
高校卒である	769(34.2%)	348(33.1%)
キャリア職とは別の職種		631(60.0%)
過去の技術や経験を活かせる		552(52.5%)
キャリア職とは別の雇用主		952(90.6%)
前企業とは無関係の企業		380(36.2%)
キャリア職では経営者・役員	42(1.9%)	22(2.1%)
部長相当	368(16.4%)	213(20.3%)
課長相当	407(18.1%)	209(19.9%)
係長相当	356(15.8%)	159(15.1%)
現場管理・監督相当	561(24.9%)	230(21.9%)
第二のポスト・キャリア職にいる		176(16.7%)
中小企業1社のみ経験	265(11.7%)	110(10.5%)
大企業1社のみ経験	1362(60.5%)	641(61.0%)
複数の企業を経験	623(27.7%)	300(28.5%)
キャリア職の企業規模は1000人以上	1829(81.3%)	846(80.5%)

注) サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。

出所) 財団法人高年齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

基礎集計表 2 連続変数

説明変数	非就業者			就業者		
	平均	標準偏差	分散	平均	標準偏差	分散
ln 月額賃金 (ボーナスを含む)	0.0000	0.0000	0.0000	12.3140	0.8123	0.6599
公的年金受給月額 (万円)	21.9108	7.8173	61.1097	16.0285	10.1428	102.8773
私的年金受給月額 (万円)	2.8849	5.6801	32.2639	2.5376	4.9505	24.5079
年齢	64.1810	2.2844	5.2185	63.4320	2.1403	4.5808
キャリア職の勤続年数	33.3036	9.3416	87.2650	31.7288	9.0841	82.5216
ポスト・キャリア職の勤続年数	0.0284	0.3909	0.1528	4.1868	2.4651	6.0769

注) サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。
出所) 財団法人高齢者雇用開発協会 (1995) 『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

基礎集計表 3 就業者 (1051 人) による役職と各項の相関

	経営者・役員	部長相当	課長相当	係長相当	現場管理・監督者相当
大学卒である	0.1972	0.5673	0.0385	-0.0617	-0.0774
高校卒である	-0.0601	-0.1329	0.1777	0.1473	-0.0332
キャリア職とは別の雇用主	0.0016	-0.0076	0.0138	-0.0275	0.0210
キャリア職とは別の職種	0.0243	-0.1154	-0.0997	0.0409	0.1969
過去の技術や経験を活かせる	0.0591	0.2755	0.1634	-0.0718	-0.1558
再就職斡旋を受けた	-0.0250	0.1243	0.1242	-0.0439	-0.0585
前企業とは無関係の企業	0.0283	-0.1084	-0.0772	0.0084	0.0711

注) サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。
出所) 財団法人高齢者雇用開発協会 (1995) 『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

キャリア職企業が製造業だった者は約 65%で、その次に多いのは運輸・通信業だった者約 8%であり、それ以外の業種⁷⁾は全て 5%未満である。世帯主である者は約 90%を占めている。各変数の詳細は、基礎集計表 1 から 4 に記載した。

サンプルは、1987 年度に、定年・退職・出向・転籍、いずれかを経験した雇用労働者 (男性) であるが具体的には、以下のように 4 分類できる。
① 1987 年度に定年を迎えた者、② 1987 年度に定年以外の理由で、55 歳以上で退職・出向・転籍した者、③ 1987 年度に、定年制のない企業から、55 歳以上で退職した者、④ 1987 年度に、定年制のない企業から、55 歳以上で出向・転籍した者、である。

3 対象コーホートの社会的背景

調査対象コーホートの社会的背景としては、「高校卒までの学歴ならば第 2 次大戦末期に入社」し、「大学卒ならば第 2 次大戦直後に入社」している。「30~40 歳台前半に高度経済成長期」を迎え、「40 歳台後半に第 1 次オイル・ショックを経験」したが、「50 歳台後半にバブル景気」を迎えている⁸⁾。しかし、再就業前後には景気後退を経験している。全般的にいうならば、調査対象コーホートは他のコーホートと比較して恵まれており、「日本の雇用慣行の黄金時代」にそのキャリア職を過ごしてきたといえる。

基礎集計表4 年齢と勤続年数間の各項の相関
(就業者)

	年齢	キャリア職の勤続年数
キャリア職の勤続年数	-0.0134	
ポスト・キャリア職の勤続年数	-0.0252	0.0331

出所) 財団法人高齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

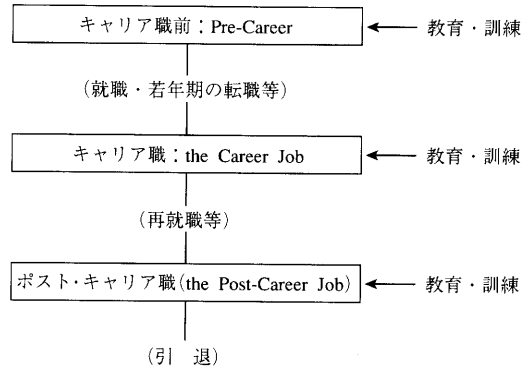


図2 引退までのキャリア区分概念

IV 分析枠組

1 雇用のキャリア

ここで、分析に入る前に、これまで使用してきた「キャリア職」や「ポスト・キャリア職」とは何を指す言葉なのか、概念を整理しておきたい。

純粋に経済学的な観点からは、キャリアを、人的資本量の変動過程と整理することができる。雇業者としての個人のキャリアを単純化して考えた場合、Career 職を中心として、以下のように、3分割されよう。すなわち、①企業に入社するまでの学校教育を中心とするプレ・キャリア期間、②雇業者としての、主なキャリアを形成するキャリア職期間、そして③出向・定年・退職等を経て、完全に引退するまでのポスト・キャリア職期間(=引退過程)、である。

引退過程の賃金変動は、プレ・キャリアおよびキャリア職における人的資本変動によって、主に規定されており、さらに、そこに社会保障制度や企業内の人事施策(再就職斡旋)などによりシニア層の実際の就労行動や賃金低下が規定される、というのが本稿の実証分析における基本的な想定である。

2 計量モデル

就業するかどうかの意思決定を表現した就業・不就業決定方程式が(1)式である。

$$E^* = W_m(\alpha, X, \epsilon_m) - W_r(\beta, Y, \epsilon_r) \quad (1)$$

$E^* > 0$ ならば、就業を選択

$E^* < 0$ ならば、不就業を選択

市場賃金(企業から実際に提示される賃金)を W_m 、留保賃金(働く場合に、最低限得たいと望む主観的な賃金)を W_r とおく。 E^* が0より大きければ、市場賃金は留保賃金を上回っているので、就業を選択する。反対に、 E^* が0より小さければ、留保賃金は市場賃金を上回っているので、不就業を選択する。留保賃金は観測されないため、 E^* は観測されない潜在変数(a latent variable)である。実際に観測できるのは就業を選択しているかどうかだけである。 X は、市場賃金に影響を与えている個人の属性ベクトルを表わし、 Y は留保賃金に影響を与えている個人の属性ベクトルを表わす。 α, β はこれらの個人の属性ベクトルに係っているパラメータ・ベクトルとする。 ϵ は正規攪乱項である。

(1)式は、実際には以下の(2)式によって表わされる対数尤度($\ln L$)関数を最大にするプロビット・モデルによって計測する。この計算からサンプル・セレクション・バイアスを補正するラムダ変数(=λ:逆ミルズ比)を得ることができる。 N_w は就業者のサンプル数、 N_t は総サンプル数である。

$$\ln L = \sum_{i=1}^{N_w} \ln \Pr(E^* > 0) + \sum_{i=N_w+1}^{N_t} \ln \Pr(E^* < 0) \quad (2)$$

本稿では、市場賃金の計測式(3)式に、基本的にミンサー型賃金関数⁹⁾を想定し、その上で、

雇用管理制度等の影響を検証するための個人のキャリアを表わす説明変数を、新たに Y に加えた。

$$\ln W_m = \beta Y + d\lambda + \varepsilon_m \quad (3)$$

3 賃金低下を説明する変数の選択

「留保賃金」および「市場賃金」に影響を与えている個人の属性 (X や Y) として、具体的には以下の説明変数を採用した。

まず、「市場賃金」と「留保賃金」の両方 (X と Y 共通) に影響を与える個人属性として、「年齢」、「健康である」、「最終学歴」、「50歳前後に職種が変わった」、「大都市圏に居住」、「キャリア職とは別の職種」、「過去の技術や経験を活かせる」、「キャリア職とは別の雇用主である」、「キャリア職企業とは無関係の企業」、「キャリア職での役職」を採用した。

「留保賃金」のみに影響を与える個人属性 (X のみ) として、「独立していない子供がいる」、「妻が就業している」、「老親と同居している」、そして「公的・私的年金受給月額」を採用した¹⁰⁾。

「市場賃金」のみに影響を与える個人属性 (Y のみ) として、「キャリア職とは別の職種」、「過去の技術や経験を活かせる」、「キャリア職とは別の雇用主」、「前企業 (キャリア職企業) とは無関係の企業」、「第二のポスト・キャリア職にいる」を採用した。

これらの説明変数は、2種類に大別できる¹¹⁾。

一つは、シニア期の「人的資本変動」に関わる変数 (「50歳前後に職種が変わった」、「キャリア職とは別の職種」、「過去の技術や経験を活かせる」、「キャリア職とは別の雇用主」) で、もう一つが企業 (キャリア職) 内部の制度に関わる変数 (「キャリア職での役職」、「キャリア職とは別の雇用主 (=再雇用・勤務延長されたかどうかを示している)») である。この2種類の変数を同時に計測することで、ポスト・キャリア職移行期における賃金水準の変動と、(キャリア職) 企業のインセンティブ施策がどのように関わっているのかが、明らかになる。

また、「定年年齢」や「企業規模」による影響については、説明変数としては加えず、サブ・サ

ンプルに分割することにより分析した。理論に従えば、「定年年齢の延長」や「長い昇進階梯の存在」は、(昇進前の) 下位職務の雇用者の努力水準を低下させる方向に働くので、そのような企業に勤続していた雇用者の賃金には、努力水準の低下を防ぐような何らかの補償の痕跡が、残っているはずである。

なお、ミンサー型賃金関数で通常加えられている経験年数が採用されていないが、これは年齢を説明変数として採用しているためである。

賃金関数の被説明変数には、ボーナスを含む月額賃金¹²⁾ の自然対数をとった。これは、シニア層を雇用する場合に、就労者の在職老齢年金が大幅に減額されないようにする目的で所定内賃金を減らし、その分ボーナス (賞与) を増やしている企業¹³⁾ があることを想定しているからである。つまり、そのような社会保障制度に影響された賃金制度の存在によるバイアスを取り除くためにとった措置である。実際、就労者の中、7割近くがボーナスを得ている。その中、月額賃金の12カ月以上という相対的に大きな額のボーナスを得ているサンプルは、約5%ほど存在¹⁴⁾ する。

以上のモデルは、Heckmanにより開発されたサンプル・セレクション・バイアス¹⁵⁾ を除去する方法¹⁶⁾ に準拠している。

V 計測結果およびその解釈

1 先行研究の追試

全サンプルにより、シニア期キャリアが賃金水準の決定にどのような影響を及ぼしているか計測したのが表2である。各計測式は、就業確率と月額賃金の2組の式から成る。

1式はミンサー型賃金関数を基本にしている。2式では、ポスト・キャリア職への移行期に生じた「人的資本の変動」に関わる変数を加えた。3式では、さらに、キャリア職の「内部昇進制」に関わる変数を加えた。いずれの式においても、サンプル・セレクション・バイアスを補正するラムダ変数の係数は有意に計測されている。

表2の焦点は3式にある。この式の賃金関数部

表1 各変数の内容一覧

変数名	変数の内容	パラメータ符号予測	
		留保賃金	市場賃金
年齢	調査時点(1992年度)現在の年齢。	-	-
非常に健康である	本人が「非常に健康」と感じている場合を1, それ以外(「まあ健康」, 「病気がち」, 「病気にかかっている」)を0とおくダミー変数。	+	+
独立していない子供がいる	子供が独立していない場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。	+	
妻は就業している	妻が働いている場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。	+	
老親と同居している	親(一方または双方)と一緒に生活している場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。	+	
大都市圏内に住んでいる	東京都, 神奈川県, 千葉県, 埼玉県, 首都圏以外の大都市(札幌, 仙台, 名古屋, 京都, 大阪, 神戸, 広島, 北九州)に住んでいる人を1, それ以外を0とおくダミー変数。	+	+
公的年金(万円)	厚生年金(厚生年金基金受給部分を含む)および公務員共済など他の公的年金の受給月額	-	
私的年金(万円)	企業年金と個人年金の受給月額	-	
大学卒である	現在の区分での最終学歴が, 「大卒程度」である場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。ベースは, 最終学歴が「中卒程度」の者である。		+
高校卒である	現在の区分での最終学歴が, 「高卒程度」である場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。ベースは, 最終学歴が「中卒程度」の者である。		+
キャリア職の勤続年数	1987年度に, 定年, または退職した企業(出向・転籍の場合は元の企業) = A社における, 1987年までの勤続年数。		+
ポスト職の勤続年数	A社の後に勤めた企業における勤続年数。A社の後に複数の企業に勤めた者を考慮し, 「第二のポスト・キャリア職にいる」という変数でコントロールする。		+
50歳前後に職種が変更	50歳くらいまでに経験してきた職種と50歳以降の職種が異なる場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。管理の仕事へ別の職種から移っている場合には, 0とおいた。職種は, 管理的職種, 専門・技術的職種, 事務的職種, 販売・サービス職, 現業的職種の5種。	+	-
キャリア職とは別の職種	50歳以降のA社での職種と現在の仕事の職種が異なる場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。		-
過去の技術や経験を活かせる	現在就いている仕事や職場が, 「過去の経験や技術・技能を活かせる」場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。		+
キャリア職とは別の雇用主	現在も再雇用・勤務延長等でA社に勤めている場合や, 出向・転籍後A社に戻り現在もA社で働いている場合を0, それ以外を1とおくダミー変数。		-
前企業とは無関係の企業	再就職先(A社の次に勤めた企業)がA社の子会社・関連会社でも取引先会社でもない場合を1とおき, それ以外を0とおくダミー変数。		-
キャリア職では経営者・役員(または, 部長相当, 課長相当, 係長相当, 現場管理・監督者相当)	A社(キャリア職)での最高役職が該当の役職(経営者・役員, 部長相当, 課長相当, 係長相当, 現場管理・監督者相当)である場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。ベースは役職に就かなかった者である。	+	+
第二のポスト・キャリア職にいる	再就職先(A社の次に勤めた企業B社)を辞め, 現在, 別の企業(C社)に勤めている場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。		-
就業確率	働いている場合を1, 働いていない(仕事を探している, または引退している)場合を0とおく, 被説明変数。計測結果の表では, 説明変数が就業確率をどれだけ上昇させるかを, 示している。	(被説明変数)	
月額賃金(ln)	ボーナスを含む月額賃金の自然対数値。被説明変数。	(被説明変数)	

分において、賃金水準低下とキャリア職の「役職(すなわち内部昇進制)」がどのように関わっているかを計測している。その結果、ポスト・キャリア職において、キャリア職とは別の職種になろうとも、あるいは別の雇用主になろうとも、高位の役職に就いていれば、人的資本の変動からもたらされると考えられる賃金水準低下のかなりの部分を回避できるということが分かった。例えば、キャリア職とは別の職種の場合、賃金は約30%低下する。また、キャリア職とは別の雇用主である(つまり、再雇用・勤続延長されなかった)場合には、賃金は約19%低下する。これは、職種や雇用主の変更を明示的に取り入れた、Rebick(1993)、鹿毛(1993)¹⁷⁾や清家・山田(1999)の結果と整合的である。

一方で、役職に就かなかった者と比較し、キャリア職での役職が経営者・役員であれば約74%、部長相当であれば約52%、課長相当でも約25%、それぞれポスト・キャリア職での賃金は高いので、さきの賃金低下のかなりの部分は回避される。このポスト・キャリア職における賃金低下の回避が、特に、ポスト・キャリア職を意識し始めたシニア期の労働者の、キャリア職末期まで内部昇進競争を続ける大きなインセンティブとなっていることは容易に推測できる。また、別の説明として長期の雇用契約が終了し、ポスト・キャリア職において、賃金が再評価される際にはキャリア職での役職がシニア層雇用者の優秀さを示すシグナルとしての役割を果たしていることも推測できる。

以下、表を少し詳細に見ていく。

まず、就業・不就業決定(就業確率)方程式(2組ずつある式の左側)についてみると、ほぼすべての式の変数について、理論的に予想された符号であった。公的・私的年金に関しても、従来の研究と同じく、有意に負に計測されている。ただし、清家(1989)や小川(1997)では考慮されていた、公的年金受給権や本来年金額は推計式に含まれていないので、公的年金のパラメータに関しては過大推計になっている可能性が高い。

次に、賃関数についてみると、いずれの式においても「キャリア職を離れてからの勤続年数」

は有意にプラスの符号がつき、係数の値も「年齢」によるマイナス分よりも大きい。つまり、ポスト・キャリア職において、加齢による賃金低下を考慮に入れても、賃金は上昇することが改めて確認された。

「大学卒である」ことも、賃金水準を未だに有意に上昇させている。1式や2式と比較して3式では「大学卒である」ことでの賃金水準の上昇幅がかなり小さいが、これは、「大学卒である」ことが高い「キャリア職での役職位」と結び付き、その高位の役職がポスト・キャリア職における賃金水準の上昇に寄与するという経路がある¹⁸⁾ためだと考えられる。役職位の影響を取り除いた純粋な大学卒による賃金水準の上昇でも未だに約20%の影響がある。

「50歳前後に職種が変わった」というキャリアをもつ者は、再就職後の賃金に対して有意にマイナスの符号がつき、この値は人的資本の損失という観点から、整合的な結果である。

「キャリア職とは別の職種」であることは、再就職後の賃金を約30%も低下させる、最大の要因として働いている¹⁹⁾。ただし、職種が違っても「過去の技術や経験を活かせる職種」であれば、そのマイナス要因は緩和されることを確認した。このことは、職種分類が必ずしも個々人の技能を正確に捉えきれてはいないことを示している。

2 定年年齢延長の影響

さて、次に定年年齢を引き上げると(昇進までのタイミングが長くなるために)低下する企業内の労働者のインセンティブを高めるため、企業は賃金体系をコントロールするという点を検証するために、定年・出向・転籍・会社都合退職等で、強制的にキャリア職企業を離職させられた年齢でサブ・サンプルを二つ作り、計測した。それが表3である。

果たして強制的離職年齢の延長が役職であることへの利得(ポスト・キャリア職に賃金水準)の増大をもたらしているのだろうか。

結果は、仮説に概ね整合的であった。強制的離職年齢が60歳であるサブ・サンプルの計測式で

表2 全サンプルによる賃金関数の測定結果

説明変数	被説明変数		被説明変数		被説明変数	
	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]
定数項	0.7478 [.015]**	13.5533 [.000]***	0.7346 [.017]**	14.2813 [.000]***	0.7386 [.016]**	14.4163 [.000]***
年齢	-0.0090 [.060]*	-0.0195 [.091]*	-0.0090 [.059]*	-0.0249 [.019]**	-0.0093 [.052]*	-0.02758 [.007]***
非常に健康である	0.1130 [.000]***	-0.0981 [.051]*	0.1129 [.000]***	-0.0919 [.047]**	0.1084 [.000]***	-0.09627 [.030]**
独立していない子供がいる	0.0242 [.247]		0.0243 [.244]		0.0246 [.238]	
妻は就業している	0.0671 [.002]***		0.0668 [.002]***		0.0714 [.001]***	
老親と同居している	0.0432 [.169]		0.0433 [.168]		0.0412 [.189]	
大都市圏内に住んでいる	0.0674 [.001]***	0.0753 [.078]	0.0682 [.001]***	0.0811 [.040]**	0.0654 [.001]***	0.069362 [.067]*
公的年金(万円)	-0.0179 [.000]***		-0.0179 [.000]***		-0.0181 [.000]***	
私的年金(万円)	-0.0064 [.002]***		-0.0062 [.002]***		-0.0072 [.000]***	
大学卒である	0.1663 [.000]***	0.7548 [.000]***	0.1778 [.000]***	0.5242 [.000]***	0.0798 [.045]**	0.2033 [.004]***
高校卒である	0.0681 [.002]***	0.2127 [.000]***	0.0737 [.001]***	0.1262 [.006]***	0.0411 [.078]*	0.0375 [.413]
キャリア職の勤続年数	0.0006 [.571]	0.0057 [.013]**	0.0006 [.563]	0.0028 [.197]	-0.0002 [.889]	0.0012 [.585]
ポスト・キャリア職の勤続年数		0.0279 [.001]***		0.0406 [.000]***		0.0344 [.000]***
50歳前後に職種が変わった			0.0271 [.213]	-0.2403 [.000]***	0.0493 [.032]**	-0.1376 [.003]***
キャリア職とは別の職種				-0.3047 [.000]***		-0.3007 [.000]***
過去の技術や経験を活かせる				0.2049 [.000]***		0.1395 [.001]***
キャリア職とは別の雇用主				-0.2137 [.008]***		-0.1875 [.015]**
前企業とは無関係の企業				-0.1578 [.000]***		-0.1507 [.000]***
キャリア職では経営者・役員					0.1494 [.060]*	0.7394 [.000]***
部長相当					0.1775 [.000]***	0.5210 [.000]***
課長相当					0.1052 [.003]***	0.2516 [.000]***
係長相当					0.0711 [.032]**	0.0413 [.528]
現場管理・監督相当					0.0355 [.220]	-0.0155 [.788]
第二のポスト・キャリア職にいる		-0.2318 [.000]***		-0.0948 [.069]*		-0.0911 [.071]*
ラムダ変数		-0.7123 [.000]***		-0.5552 [.000]***		-0.5245 [.000]***
対数尤度	-1375.47		-1374.7		-1365.2	
自由度修正済決定係数		0.3412		0.4422		0.4865
F 統計量		61.4168 [.000]***		60.4637 [.000]***		53.3671 [.000]***
サンプル数	2250	1051	2250	1051	2250	1051
式番号	(1)		(2)		(3)	

注) サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。

出所) 財団法人高齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

は、賃金のベースとなる定数項は高く、キャリア職と別の職種に就いていても賃金の低下幅は相対的に小さく、高位の役職の係数値が有意に大きく、ポスト・キャリア職における勤続年数による上昇効果も有意である。つまり、60歳以降に強制離職させられたサンプルの方が、ポスト・キャリア

職の月額賃金は高く、高位の役職位はそれをさらに高める効果がある。

60歳まで雇用できるということは、サブ・サンプル間に、企業(キャリア職)規模を反映した企業間移動の点で、バイアスがかかっている可能性がある。しかし、そのようなバイアスはなかつ

た。両サブ・サンプルとも、50歳くらいまで、「大企業²⁰⁾1社のみを経験」が約60%、「中小企業1社のみを経験」が約10%、「複数企業を経験」が残りの約30%と比率は全く同じであった。

しかし、55歳で強制離職させられたサブ・サンプルの役職者は、単にキャリア職企業での人事評価が低かったために、早期に強制離職させられたという可能性も否定できない。そこで、狭義の

「定年」に絞って、同様に計測したのが表4である。狭義の「定年」到達者にサンプルを限定することで、本人の能力とは関係なく純粋に制度的要因によってキャリア職を離職せざるを得なかった人のみに対象を絞ることになる。

結果は、役職については、仮説に対して不明確であった。最高位の役職(経営者・役員)については、仮説と整合的である。つまり、60歳以上

表3 キャリア職企業を55歳以下または60歳で強制離職させられたサブ・サンプルによる賃金関数の測定結果

説明変数	55歳で強制離職		60歳で強制離職	
	就業確率 [p値]	月額賃金 [p値]	就業確率 [p値]	月額賃金 [p値]
定数項	0.4509 [.582]	12.5281 [.027]**	-1.1043 [.181]	16.4308 [.000]***
年齢	-0.0103 [.437]	0.0091 [.928]	0.0175 [.169]	-0.0649 [.145]
非常に健康である	0.2676 [.003]***	-0.3327 [.014]**	0.0305 [.474]	-0.0317 [.714]
独立していない子供がいる	-0.0103 [.873]		-0.0047 [.894]	
妻は就業している	0.0668 [.299]		0.1401 [.000]***	
老親と同居している	0.1600 [.129]		0.0703 [.197]	
大都市圏内に住んでいる	0.0447 [.487]	0.1088 [.353]	0.0338 [.324]	0.0638 [.371]
公的年金(万円)	-0.0165 [.000]***		-0.0105 [.000]***	
私的年金(万円)	-0.0116 [.042]**		-0.0040 [.242]	
大学卒である	0.0635 [.612]	0.2105 [.304]	0.0068 [.922]	0.2952 [.051]*
高校卒である	0.0255 [.733]	0.0286 [.849]	0.0380 [.331]	0.0914 [.255]
キャリア職の勤続年数	0.0069 [.121]	-0.0006 [.945]	-0.0009 [.641]	-0.0009 [.826]
ポスト・キャリア職の勤続年数		0.0465 [.574]		0.0734 [.031]**
50歳前後に職種が変わった キャリア職とは別の職種	0.1712 [.026]**	-0.1138 [.496]	0.0505 [.187]	-0.0953 [.221]
過去の技術や経験を活かせる キャリア職とは別の雇用主		-0.4030 [.000]***		-0.3006 [.000]***
前企業とは無関係の企業		0.0252 [.840]		0.1739 [.022]**
キャリア職では経営者・役員		-0.2077 [.136]		-0.2675 [.000]***
部長相当	0.2003 [.416]	-1.1245 [.073]*	0.0934 [.560]	1.0931 [.001]***
課長相当	0.3500 [.008]***	0.1595 [.531]	0.1519 [.041]**	0.6049 [.000]***
係長相当	0.1887 [.075]*	-0.0226 [.924]	0.0680 [.265]	0.2236 [.075]*
現場管理・監督相当	0.1868 [.115]	-0.1200 [.635]	0.0457 [.401]	0.0922 [.411]
	0.0388 [.648]	-0.2645 [.157]	0.0192 [.703]	0.0543 [.596]
第二のポスト・キャリア職にいる		-0.2611 [.069]*		-0.1828 [.044]**
ラムダ変数		-0.7768 [.001]***		-0.4334 [.023]**
対数尤度	-99.4		-548.9	
自由度修正済決定係数		0.5037		0.4069
F統計量		7.2485 [.000]***		13.2754 [.000]***
サンプル数	200	118	844	341
式番号		(4)		(5)

注) 1. サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。

2. 当該サブ・サンプルは、その定義から、全員、雇用主の変更を経験している。

出所) 財団法人高齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

で定年を迎えた人の方が、その役職であることの利得（ポスト・キャリア職における賃金水準）は大きく、それがキャリア職において経営者・役員ポストを巡り昇進競争を未だ続けている人達にとってのインセンティブとなっていると推測される。また、キャリア職とは別の職種に就いても賃金低下幅は小さく、またポスト・キャリア職の勤続年数は有意に賃金を上昇させる。

しかし、部長や課長では、むしろ55歳以下で定年を迎えた人の方が、利得が大きい。この点が理論からの含意と整合的でない。ベースとなる定数項の値も、定年年齢60歳以上の方が低い。これは、55歳以下で定年を迎えた人の方が相対的に若いために、より良好な就業機会に接することが可能なことに起因しているのかもしれない。

また、50歳くらいまでのキャリアをサブ・サンプル間で比較すると、「大企業1社のみを経験」した者の割合が、定年年齢55歳以下の方が約64%と、定年年齢60歳以上の約55%よりも、10%ほど多くなっている。その一方で、定年年齢60歳以上の方が「複数企業を経験」した者の割合が約10%多くなっている。「中小企業1社のみを経験」については、両サブ・サンプルとも約10%と比率は全く同じであった。

そこで、企業規模により、どのように賃金変動のパターンが異なっているのかを、次に分析した。

3 企業規模による相違

理論に従えば、大企業の方が昇進階梯は長いので、役職による利得が大きい方が昇進競争に参加している人達のインセンティブを維持しやすい。具体的には、内部労働市場が発達しているといわれる大企業と、そうでない中小企業とを比較することにより、役職であることのポスト・キャリア職の賃金での利得の大きさに違いがどれ位あるのか計測した。その結果が表5である。

結果は、仮説を明確に支持している。8式と9式を比較すると明らかに、大企業1社のみを経験者の方が、キャリア職で役職に就いていたことによる利得は有意である。しかも、その役職が高位であるほど、その利得は倍に増大する。この計測

結果は、大企業においては、キャリア職での役職がポスト・キャリア職での賃金水準を約束するので、特にシニア期雇用者の、キャリア職での内部昇進競争に対するインセンティブを最後まで保たせているとの理論的解釈と整合的である。

中小企業1社のみを経験者の場合は、「キャリア職とは別の職種」であったり、「キャリア職とは別の雇用主」である場合の賃金低下幅が大企業と比較して大きい。中小企業においては再雇用・勤務延長されるかどうか、シニア期の雇用者にとって強力なインセンティブになっていると考えられる。さらに、注目すべきは「中小企業1社のみを経験」している場合、「現在の企業での勤続年数」の係数値が「大企業1社のみを経験」している者と比較して大きいことである。

換言すれば、ポスト・キャリア職移行期における賃金変化のパターンは、中小企業1社のみを経験者には当該企業へのより一層の定着を促している。一方で大企業1社のみを経験者で高位の役職に就いていた者には当該企業からの移動は容易である²¹⁾。

企業規模間でのキャリア職役職の係数値の差が、実は大企業の場合には元役職者を関連企業（取引会社や子会社）に押し付けることから生じているのかも考慮した。具体的には、「前企業（キャリア職企業）とは無関係の企業」のダミー変数の係数に注目した。係数値は、関連企業と無関係の企業に勤めた場合でも、ポスト・キャリア職での賃金に約19%の低下をもたらすこと示しているが、キャリア職において課長相当以上の役職であれば、この低下を回避することが可能である。

社会政策的観点からすると、中小企業1社のみを経験してきた者の場合、シニア期において企業を離れ、別の職種・雇用主に変わることには多大なコストがかかるので、このような者に対して何らかの政策的対応は必要といえよう。このようなコストが、シニア層の就業意欲を減退させ労働市場からの引退を促してしまうことが推測されるからである。一方で、大企業1社のみを経験した者の場合、高位の役職に就いていれば企業を離れることのコストは比較的小さいので政策的対応はそ

表4 キャリア職企業で定年を55歳以下または60歳以上で迎えたサブ・サンプルによる賃金関数の測定結果

説明変数	定年年齢55歳以下		定年年齢60歳以上	
	就業確率 [p値]	月額賃金 [p値]	就業確率 [p値]	月額賃金 [p値]
定数項	0.1084 [.800]	14.0560 [.000]***	2.3170 [.014]**	12.7184 [.000]***
年齢	0.0006 [.926]	-0.0214 [.216]	-0.0348 [.015]**	-0.0065 [.869]
非常に健康である	0.0882 [.049]**	-0.1431 [.069]*	0.0766 [.055]*	-0.0313 [.715]
独立していない子供がいる	0.0146 [.698]		-0.0101 [.767]	
妻は就業している	0.0206 [.601]		0.1306 [.000]***	
老親と同居している	-0.0738 [.186]		0.0396 [.436]	
大都市圏内に住んでいる	0.0898 [.016]**	-0.0167 [.817]	0.0412 [.194]	0.1525 [.025]**
公的年金(万円)	-0.0233 [.000]***		-0.0075 [.008]***	
私的年金(万円)	-0.0059 [.116]		-0.0074 [.023]**	
大学卒である	0.1497 [.030]**	0.2137 [.083]*	0.0012 [.985]	0.4263 [.003]***
高校卒である	0.0206 [.659]	0.1489 [.128]	0.0419 [.252]	0.0786 [.304]
キャリア職の勤続年数	0.0034 [.134]	-0.0014 [.755]	-0.0038 [.027]**	-0.0012 [.779]
ポスト・キャリア職の勤続年数		0.0117 [.385]		0.0506 [.010]***
50歳前後に職種がかわった	0.0711 [.122]	-0.0480 [.638]	0.0340 [.340]	-0.1436 [.056]
キャリア職とは別の職種		-0.3874 [.000]***		-0.1905 [.008]**
過去の技術や経験を活かせる		0.1041 [.174]		0.1489 [.051]*
キャリア職とは別の雇用主		-0.0055 [.974]		-0.2600 [.077]*
前企業とは無関係の企業		-0.1112 [.182]		-0.2149 [.002]***
キャリア職では経営者・役員	0.2726 [.049]**	0.5653 [.023]**	0.1020 [.408]	0.9252 [.001]***
部長相当	0.1569 [.036]**	0.6051 [.000]***	0.2013 [.003]**	0.3938 [.011]**
課長相当	0.0627 [.338]	0.3200 [.020]**	0.1099 [.053]*	0.1396 [.264]
係長相当	0.1050 [.125]	0.0863 [.551]	0.0526 [.305]	0.1051 [.344]
現場管理・監督相当	0.0370 [.498]	-0.0909 [.448]	0.0669 [.146]	0.0035 [.972]
第二のポスト・キャリア職にいる		-0.0365 [.716]		-0.2014 [.025]**
ラムダ変数		-0.4860 [.000]***		-0.2165 [.304]
対数尤度	-290.5		-617.7	
自由度修正済決定係数		0.4902		0.3539
F統計量		16.5875 [.000]***		12.0971 [.000]***
サンプル数	559	309	962	386
式番号	(6)		(7)	

注) サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。

出所) 財団法人高齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

れ程必要ではない。むしろ、大企業の出身者に対して、ポスト・キャリア職へ移行したときに補償金等を支給することは、大企業内におけるシニア期雇用者の昇進面でのインセンティブを弱めてしまう可能性がある。

「複数の企業を経験」している場合には、客観的指標の職種変動(「50歳前後に職種が変わった」,「キャリア職とは別の職種」)よりも、主観

的指標の職種変動(「過去の技術や経験を活かした職種」)の方が有意である。先にも述べたように、このことは客観的指標がとらえる「人的資本の変動」には限界があることを示している。

4 再就職斡旋の影響

最後に、キャリア職企業による再就職斡旋が、大企業キャリア職の役職であることの利得を増大

表5 50歳位までに働いてきた企業規模別サブ・サンプルによる賃金関数の測定結果

説明変数	中小企業1社のみを経験		大企業1社のみを経験		複数の企業を経験	
	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]
定数項	0.1204 [.884]	14.6390 [.000]***	0.8717 [.040]**	13.5813 [.000]***	0.9041 [.091]*	15.5972 [.000]***
年齢	-0.0016 [.902]	-0.0263 [.279]	-0.0098 [.141]	-0.0156 [.271]	-0.0122 [.146]	-0.0455 [.013]**
非常に健康である	0.0579 [.500]	0.2422 [.106]	0.1092 [.000]***	0.1296 [.017]**	0.1004 [.048]**	-0.1048 [.248]
独立していない子供がいる	-0.0244 [.711]		0.0482 [.063]*		0.0039 [.923]	
妻は就業している	0.0210 [.748]		0.0988 [.001]***		0.0632 [.107]	
老親と同居している	0.1416 [.100]*		0.0479 [.228]		-0.0439 [.485]	
大都市圏内に住んでいる	-0.0720 [.244]	0.2899 [.024]**	0.0492 [.050]**	0.0364 [.448]	0.1606 [.000]***	0.0797 [.317]
公的年金(万円)	-0.0152 [.000]***		-0.0198 [.000]***		-0.0169 [.000]***	
私的年金(万円)	-0.0008 [.933]		-0.0080 [.001]***		-0.0136 [.020]***	
大学卒である	0.1944 [.146]	-0.1627 [.494]	0.0406 [.406] b	0.3026 [.001]***	0.0459 [.575]	0.0633 [.677]
高校卒である	0.0390 [.582]	0.0270 [.836]	0.0053 [.863]	0.0745 [.232]	0.0799 [.060]*	-0.0400 [.636]
キャリア職の勤続年数	0.0014 [.747]	0.0065 [.344]	-0.0008 [.627]	-0.0002 [.960]	-0.0019 [.423]	0.0013 [.792]
ポスト・キャリア職の勤続年数		0.0652 [.028]**		0.0365 [.002]***		0.0192 [.218]
50歳前後に職種が変わった	0.1638 [.021]**	-0.2394 [.107]	0.0481 [.108]	-0.1693 [.007]***	0.0268 [.516]	-0.0897 [.265]
キャリア職とは別の職種		-0.4541 [.000]***		-0.3454 [.000]***		-0.1957 [.013]**
過去の技術や経験を活かせる		0.0018 [.987]		0.1215 [.021]**		0.2244 [.006]***
キャリア職とは別の雇用主		-0.5083 [.022]**		-0.1201 [.260]		-0.1593 [.268]
前企業とは無関係の企業		0.1145 [.378]		-0.1889 [.000]***		-0.1642 [.041]**
キャリア職では経営者・役員	0.1192 [.578]	0.5229 [.179]	0.1832 [.099]*	1.1341 [.000]***	0.1471 [.289]	0.3500 [.174]
部長相当	0.0078 [.953]	0.5626 [.024]**	0.2088 [.000]***	0.5584 [.000]***	0.1918 [.023]**	0.4139 [.008]***
課長相当	0.1014 [.311]	0.2777 [.136]	0.1286 [.006]***	0.2573 [.007]***	0.0519 [.432]	0.2928 [.022]**
係長相当	-0.0298 [.758]	0.1407 [.420]	0.0777 [.073]*	0.0451 [.608]	0.0613 [.332]	0.0619 [.628]
現場管理・監督相当	0.0255 [.764]	0.0333 [.825]	-0.0102 [.792]	0.0991 [.219]	0.1194 [.018]**	-0.2307 [.029]**
第二のポストキャリア職にいる		0.0341 [.821]		-0.0986 [.155]		-0.1267 [.154]
ラムダ変数		-1.0017 [.000]***		-0.4530 [.000]***		-0.5230 [.000]***
対数尤度	-165.6		-797.8		-372.1	
自由度修正済決定係数		0.5000		0.5209		0.4004
F 統計量		6.7377 [.000]***		37.6300 [.000]***		11.5065 [.000]***
サンプル数	265	110	1362	641	623	300
式番号	(8)		(9)		(10)	

注) サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。

出所) 財団法人高齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

させているかどうかについて計測²²⁾した。それが表6である。

結果は、再就職斡旋を受けたサブ・サンプルの定数項の値の低さを考えると、Rebick(1995)が指摘する「再就職斡旋」による利得の存在は必ずしもここでは明確でない。しかしながら、明らかに再就業斡旋を受けたサンプルの方では、キャリア職の役職(経営者・役員、部長相当、課長相当)についての係数値が大きく、ポスト・キャリ

ア職での賃金の上昇幅は大きく、職種変更による賃金の低下幅は小さい。ただし、再就職斡旋を受けても、その企業が、キャリア職企業とは取引面で全く関係ない企業である場合の、再就職時の賃金低下幅は大きい。

さらに、再就職斡旋を受けなかったサブ・サンプルにおいて、前企業(キャリア職企業)とは無関係の企業に再就職したとしても、経営者・役員、部長相当であることで賃金低下は回避されること

が確認された。これは、大企業においては再就職斡旋を受けなくても、役職によるポスト・キャリア職の賃金水準における利得が依然存在することを示している。

総じていえることは、相対的に再就職斡旋を受けたサンプルの方が、人的資本の変動に起因すると考えられる賃金低下の回避に成功しているということである。もしこの解釈が正しいならば、企業の人事施策（再就職斡旋等）との連携は、今後のシニア層の雇用政策を考える上で重要であろう。

VI 結びにかえて

本稿では、いくつかの理論による含意から、変数を選択し、社会政策の在り方を考える上で重要な、雇用者が高齢期において再就職する場合、どのような程度の賃金低下を経るかについて、実証分析を行った。

その分析結果が示唆するのは、(1)引退過程における人的資本量変動が、賃金低下をもたらしている、(2)企業内部の人事制度に関わる諸施策（キャリア職での役職・再雇用・勤務延長制度・再就職斡旋）は、そうした賃金低下を緩和する、(3)大企業と比較して、内部昇進制度が発達していない中小企業では、こうした緩和はみられない、(4)シニア期雇用者のインセンティブ施策として、中小企業は継続雇用制度を、大企業は昇進・再就職斡旋制度を利用している、ということである。つまり、引退過程においては、再就業に関わる人的資本量変動による賃金低下と、再就業に関わる企業のインセンティブ施策が密接に関連している。

社会政策的な所得保障の観点からは、再雇用・継続雇用されなかった場合、賃金の減少幅が大きい中小企業出身者で別の企業に再就職せざるを得なかった者を対象とする何らかの所得補償は正当化²³⁾されよう。このような、雇用主が変わることによる賃金の大幅な低下は、シニア層の就業意欲を減退させ、結果として労働市場からの引退を促してしまう可能性があるからである。

大企業出身者の場合には、キャリア職で高い役

職位にあればポスト・キャリア職での賃金の減少幅は小さいので、政策的対応の必要性はそれ程高くはない。関連会社に対する再就職斡旋の余地も大きいものと予想される。むしろ、賃金低下に対する補償は、大企業内部におけるポスト・キャリア職と関わるシニア期雇用者のインセンティブを弱めるおそれがある。

退職所得の第4の柱としての就労所得の重要性を考慮すると、ポスト・キャリア職における賃金低下に対する政策は、公的年金の受給開始年齢を緩やかに引き上げていく過程で、今後とも最も重要な課題のひとつである。その際、本稿で示されたように、社会保障制度のみの観点からの整合性ばかりでなく、企業の人事施策との整合性にも注意を払う必要がある。そうした意味で、強制的に定年年齢引き上げを法制化するというオプションも重要かもしれないが、それ以上に「労使の主体的な取り組みを尊重し、また離職前からの積極的な求職支援を行うこと」²⁴⁾は、両方の整合性に配慮しつつ確かな第4の柱を築く上で重要であると結論づけられよう。

付 記

本稿に表される見解は、筆者個人の見解であり、筆者の所属するいかなる組織の見解を表わしたものではない。また原稿の改定にあたっては、慶應義塾大学小松隆二教授、島田晴雄教授、清家篤教授、ならびに国立社会保障・人口問題研究所において開催された研究交流会での研究官からの示唆が大変有益であった。ただし、当然のことながら、本稿に未だ有り得べき誤謬は、筆者個人の責任に帰するものである。

なお、この研究は、財団法人シニアプラン開発機構より研究助成を受けている。また、この論文の実証的分析部分に用いられた個票データは財団法人高年齢者雇用開発協会の御厚意により、貸与されたものである。両財団には、心より御礼申し上げたい。

注

1) The Geneva Association は、1990年以來、5

表6 50歳位までに大企業1社のみ経験した者の中で企業による再就職斡旋の有無による賃金関数の測定

説明変数	再就職斡旋を受けなかった		再就職斡旋を受けた	
	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]
定数項	0.7214 [.132]	13.8801 [.000]***	0.7332 [.396]	12.3882 [.000]***
年齢	-0.0076 [.312]	-0.0200 [.233]	-0.0077 [.576]	0.0032 [.908]
非常に健康である	0.1118 [.001]***	-0.0980 [.129]	0.1232 [.082]	-0.1859 [.063]*
独立していない子供がいる	0.0790 [.005]***		-0.0931 [.130]	
妻は就業している	0.0908 [.003]***		0.1467 [.034]**	
老親と同居している	0.0460 [.297]		0.0323 [.694]	
大都市圏内に住んでいる	0.0558 [.043]**	0.0730 [.198]	0.0558 [.335]	-0.0750 [.403]
公的年金(万円)	-0.0190 [.000]***		-0.0211 [.000]***	
私的年金(万円)	-0.0110 [.000]***		0.0024 [.595]	
大学卒である	0.0468 [.390]	0.3674 [.001]***	0.0067 [.950]	0.1002 [.538]
高校卒である	0.0287 [.384]	0.0938 [.194]	-0.1170 [.124]	-0.0331 [.801]
キャリア職の勤続年数	-0.0018 [.322]	-0.0005 [.889]	0.0041 [.382]	-0.0063 [.433]
ポスト・キャリア職の勤続年数		0.0354 [.014]**		0.0494 [.024]**
50歳前後に職種がかわった	0.0501 [.121]	-0.1982 [.006]***	0.0856 [.270]	0.0184 [.889]
キャリア職とは別の職種		-0.3429 [.000]***		-0.3247 [.000]***
過去の技術や経験を活かせる		0.1465 [.018]**		-0.0558 [.577]
キャリア職とは別の雇用主		-0.1464 [.225]		-
前企業とは無関係の企業		-0.1434 [.022]**		-0.2531 [.074]*
キャリア職では経営者・役員	0.1848 [.124]	0.8670 [.000]***	-0.0061 [.983]	2.3334 [.000]***
部長相当	0.1899 [.001]***	0.4728 [.000]***	0.1798 [.187]	0.9684 [.000]***
課長相当	0.1053 [.039]**	0.1643 [.132]	0.1490 [.231]	0.7007 [.001]***
係長相当	0.0724 [.116]	-0.0089 [.928]	0.0807 [.509]	0.3002 [.166]
現場管理・監督相当	-0.0244 [.551]	0.0919 [.307]	0.0347 [.770]	0.0915 [.663]
第二のポスト・キャリア職にいる		-0.1106 [.205]		-0.1953 [.095]*
ラムダ変数		-0.4607 [.000]***		-0.4463 [.003]***
対数尤度	-659.6		-117.4	
自由度修正済決定係数		0.4936		0.3539
F 統計量		26.0397 [.000]***		10.3080 [.000]***
サンプル数	1128	489	234	152
式番号		(11)		(12)

注) 1. サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。

2. 再就職斡旋を経験したサンプルは、全員、雇用主の変更を経験した。

出所) 財団法人高齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

回目となる「第4の柱」についての特集を1999年10月に、第24巻4号として、*The Geneva Papers on Risk and Insurance* に組んでいる。

- 2) この点に関して、金子(1995) p.179, ll. 14-22は、「定年到達後に働く意志を持っている高齢者であっても、働いた(再雇用・勤務延長された)場合の賃金水準が相当低くなる」ことから、「離職して求職者給付を受給する方が収入が大きくなるという逆転現象が生じ、その結果、雇用の継続を選択せず、そのまま労働市場から引退

してしまう高齢者が現れている」と指摘している。

- 3) 例えば、本稿で用いたデータとほぼ同時期に実施された、労働大臣官房政策調査部編『平成6年雇用管理調査』によれば、定年制を定めている企業のうち、定年前退職者の最多年齢が45歳以上55歳未満である企業の割合は、事務・技術部門で9.2%、現業部門で17.2%に達する。特に、従業員数が1000人以上5000人未満の企業に限ると、事務・技術部門で22.1%、現業部門

- で22.7%に達する。
- 4) ただし、Rebick (1993) や鹿毛 (1993) の推計式では、サンプル・セレクション・バイアスを考慮していない。
 - 5) さらに付け加えるならば、高年齢者雇用開発協会『定年到達者等の就業実態に関する調査』では、家庭や地域社会での「暮らしぶり」についての質問項目が、多岐にわたり、非常に豊富である。一方で、労働時間および職種についての質問がやや粗い。
 - 6) こうした「賃金+給付カーブ」が具体的にどのようなものになるのかについては、(八代・二上 1998 p. 147) を参照されたい。
 - 7) それ以外の業種とは、農林水産業、鉱業、建設業、卸売・小売・飲食業、金融・保険・不動産業、電気・ガス・水道・熱供給業、サービス業、公務である。
 - 8) 高年齢者雇用開発協会 (1994) p. 3 を参照。
 - 9) 賃金関数の測定に現在でも頻繁に利用される型であるが、問題点が無い訳ではない。ミンサー型賃金関数を用いることの問題点については(石川 1991 pp. 161-172) や、(中馬 1995 pp. 125-128) 等にまとめられている。
 - 10) これ以外の非勤労所得をわす変数を採用しようとしたが、使用データ全サンプルの内、約半分のデータが資産収入については回答がなかったので断念した。
 - 11) ただし、両方に分類される変数もある。
 - 12) 時間賃金率を被説明変数とする方法も考えられたが、使用データでは必要な労働時間変数がカテゴリー変数としてしか入手できない上、週当労働日数と1日当労働時間の両方のカテゴリーに「全く不定期」を含んでいるため、時間賃金率を推計しようとするに就労サンプルが約10%失われる。また、退職所得パッケージの第4の柱として雇用所得を考える本稿の場合、重要なのは、時間賃金率ではなく、月にどれ程の雇用所得を得ているかである。以上の理由から、ボーナスを含む月額賃金を被説明変数として採用した。また、週5日以上、1日8時間以上勤務した場合のダミー変数も用いてみたが、本稿における定性的な結論は変わらないことを確認している。
 - 13) 労務行政研究所『平成7年編集版企業内高齢層の処遇実態(労政時報別冊)』によれば、「月例賃金以外に年取調整のため賞与を支給する」企業は、28.2%である。なお、この調査対象は全国8証券取引所の上場企業2368社と、資本金5億円以上の主要非上場企業366社の合計2734社で、そのうち241社から回答を得ている。
 - 14) 在職老齢年金の減額を避けるために、給与に占める賞与の割合を増やすという、雇用主と雇用者の「結託」がどの程度広範に行われているのかについての、定量的分析は稿を改めたい。
 - 15) このサンプル・セレクション・バイアスは以下のようにして発生する。就業を選択したシニアの賃金データを取ることはできるが、不就業を選択したシニアの賃金データを取ることはできない。しかし、不就業を選択しているシニアでも、就業すれば個々の属性に応じて実際に市場賃金が決まる。不就業者は、その市場賃金よりも、自らが労働供給をしてもよいと思っている最低限の賃金(留保賃金)が高いために不就業を選択している。留保賃金には、市場賃金を決定する個人の属性以外に、扶養家族の有無や年金の多寡、その他の非勤労所得等の属性が影響を与えている。もし、このような不就業者を賃金関数の測定から除去してしまうならば、不就業者全ての市場賃金を0と仮定しているに等しく、就業者の賃金データのみから賃金関数を計測することで得られる係数の値にはサンプル・セレクション・バイアスがかかる。従って、シニア層の賃金関数をバイアスなしに計測するには、まず就業するかどうか、そして就業するならばどのような(市場)賃金水準が決定されるかの両方を併せて計測しなければならない。
 - 16) このモデル(Heckit モデルともいう)の詳細な内容については Heckman (1979), (1980) を参照のこと。なお、このモデルを使用する時の注意点については、縄田 (1997) pp. 286-288 にまとめられている。
 - 17) Rebick (1993) ではサンプル・セレクション・バイアスを考慮していない。
 - 18) 基礎集計表3を参照。
 - 19) このことで Rebick (1993) での指摘が、サンプル・セレクション問題を解決した上で、新データでも再度確認された。
 - 20) ここでいう「大企業」の定義は、元の質問票では明示されていないので、不明である。しかしながら、他の質問とクロスすると、この「大企業」に含まれるサンプルの中、従業員数規模(会社全体)が1000人以上を超えるのは、95%以上と推計される。よって、実態としても「大企業」である。
 - 21) 以上の計測結果は、小池 (1981) が主張するシニア層の雇用の「二つの途」(pp. 192-195) の存在を、賃金低下パターンの側面から説明している。
 - 22) Rebick (1995) では、再就職斡旋が受けられるかどうかはキャリア職企業状況に左右されているので、本当はシニア期におけるキャリア職の労働者のインセンティブにはなっていないという可能性を、再就職斡旋をしている企業にいる場合を1とおくダミー変数を賃金関数に加えることで実証的に否定した。しかし、どのようにして、この新たなダミー変数を作ったのか

については、不明である。少なくとも、筆者が使用した1993年度のデータでは不可能であった。

- 23) 金子(1997)でも、企業規模別の生産関数の推計から、「高年齢雇用継続給付等の賃金補助は、高年齢雇用の担い手となっている中小企業における高年齢者雇用を一層促進するように作用すると考えられる」と結論づけている。
- 24) 労働省(1999)参照。

参考文献

- Becker, G. (1975) *Human Capital*, NBER (佐野陽子訳 1976『人的資本』)。
- Carmichael, Lorne H. (1989) "Self-Enforcing Contracts, Shirking, and Life Cycle Incentives", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 3, No. 4, pp. 65-83.
- 中馬宏之(1995)『労働経済学』, 新世社。
- Disney, R., M. Mira d'Ercole and P. Scherer (1998) "Resources during Retirement", *the OECD Ageing Working Papers* (Maintaining Prosperity in an Ageing Society: the OECD study on the policy implications of ageing), AWP 4.3 (<http://www.oecd.org/subject/ageing/> から入手可能)。
- 府川哲夫(1995)「高齢者の経済状況——日米比較」, 『季刊・年金と雇用』Vol. 14, No. 2, pp. 44-53。
- Gibbons, R. and Kevin J. M. (1992) "Optimal Incentive Contracts in the Presence of Career Concerns: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 3, pp. 468-505.
- Hutchens, R. M. (1987) "A Test of Lazear's Theory of Delayed Payment Contracts", *Journal of Labor Economics*, pp. 153-170.
- Heckman, J. J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153-161.
- (1980) "Sample Selection Bias as a Specification Error with an Application to the Estimation of Labor Supply Functions", James P. S. (ed.), in *Female Labor Supply: Theory and Estimation*, Princeton University Press, pp. 206-248.
- 石川経夫(1991)『所得と富』, 岩波書店。
- 鹿毛 明(1993)『高齢者の所得・年金と就業に関する研究(その2)』資料シリーズ, No. 25, 日本労働研究機構。
- 金子能宏(1995)「高齢者雇用政策と雇用保険財政」, 『人的資源の高度活用と職業構造の変化に関する調査研究——高齢者の活用を中心に——』, 日本経済研究センター, pp. 172-220。
- (1997)「企業の高年齢者雇用と雇用政策の効果」, 『年金制度の改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究 I』, 調査研究報告書 No. 98, 日本労働研究機構。
- 小池和男(1981)『日本の熟練』, 有斐閣。
- 厚生省(1999)『厚生白書——社会保障と国民生活』, ぎょうせい。
- Lazear, Edward P. (1979) "Why is There Mandatory Retirement?", *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6, pp. 1261-1284.
- (1986) "Retirement from the Labor Force", Orley Ashenfelter and Richard Layard (ed.), in *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, Vol. 1, pp. 305-355.
- 縄田和満(1997)「第4章 Probit, Logit, Tobit」, 牧厚志・宮内環・浪花貞夫・縄田和満『応用計量経済学II』, 多賀出版, pp. 237-298.
- OECD (1998) *The OECD Employment Outlook*, OECD.
- 小川 浩(1997)「年金と男性高齢者の就業行動」, 『年金制度の改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究 I』, 調査研究報告書 No. 98, 日本労働研究機構。
- 大橋勇雄(1990)『労働市場の理論』, 東洋経済新報社。
- Rebick, M. E. (1993) "The Japanese Approach to Finding Jobs for Older Workers", Olivia S. M. (ed.), in *As the Workforce Ages*, ILR Press, pp. 103-124.
- (1995) "Rewards in the Afterlife: Late Career Job Placements as Incentives in the Japanese Firm", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 9, pp. 1-28.
- 労働省(1999)『高齢者が参加する経済社会とそれに対応した労働市場の展望と課題——活力ある高齢化の実現を目指して(65歳現役社会政策ビジョン研究会報告書)』。
- 清家 篤(1989)「高齢者の労働供給に与える公的年金の効果の測定」, 『日本労働協会雑誌』359号。
- 清家 篤・山田篤裕(1999)「Pension Richの条件」八田達夫・八代尚宏編『社会保険改革——年金、介護・医療・雇用保険の再設計』, 日本経済新聞社, pp. 99-125。
- 八代尚宏・二上香織(1998)「雇用保険制度改革と高齢者就業」, 八田達夫・八代尚宏編『社会保険改革——年金、介護・医療・雇用保険の再設計』, 日本経済新聞社, pp. 127-154。
- (やまだ・あつひろ 経済協力開発機構(OECD) 教育・雇用・労働・社会問題局社会政策課エコノミスト)

障害者とその家族の高齢化に対する社会保障

——障害者の自立支援と介護保険にみるケアマネージメントシステムの矛盾——

齊場三十四

はじめに

戦後50年経過して、社会福祉基礎構造改革の中間報告も明確になってきた。介護保険優先といわれ、老人福祉と身体障害者福祉の一部が影響を受けることが明らかになった。自立性と要介護度という相反する概念の統合化と自己選択性と自己決定権の実行と自己責任を問われる社会への転換の中で、障害者への支援の仕組みも変革される。障害者支援のあり方の方向性の一つであるソーシャルワーク活動を中心に考察してみたい。

I 諸外国にみる障害者の自立・自己決定概念

1 米 国

米国のパークレーで自立生活センターの活動が始まったのは1972年である。自立生活へのチャレンジ(障害者自立生活問題研究会編)を参照すると①障害者に何が必要か及びどう満たせばよいかは障害者自身が一番よく知っている②障害者から提供される必要なサービスについては、包括的プログラムが提供されることで一番よく満たされる③障害者はできるだけ完全に地域に統合されるべきという3点が示されている。

ここには人権・消費者(サービス利用者)主権・自助・脱医療・脱施設がキーワードになっている。根幹的サービスとして①情報提供と照会②ピアカウンセリング③自立生活技術訓練④権利擁護⑤その他の5点が設定され、障害者自身によって確保するという思想が大切にされている。

2 スウェーデン

アドルフD.ラッカ著の「自立生活とパーソナル・アシスタンス(障害を補う作業を他の人に委ねる)」では、『障害者は二流であり、教育・雇用・住宅・交通・社会における政治・文化・経済生活に関して、他の市民と同等選択は困難で、日常生活の自立性を行使できずにきた。私達は、技術援助(テクノエイド)・住宅改造・パーソナル・アシスタンス援助を必要とするからである。社会には貢献できず、生きるに値しないなど「障害」はやっかいものとする否定的な感情として、当事者や家族にも社会側にも思い込まれる。このような不合理さを排斥し、自立援助は展開されるべきである』と述べている。福祉国家のスウェーデンでさえ、自立への努力は大変であることがわかる。

II 自己決定

1 デンマークの平等と福祉

社会省の担当官からよく聞くことは、ローカル重視(各地域の問題はその地域で解決する)で、地域の福祉課題は、その県・市の行政と住民によって解決される。国民一人一人に平等のチャンスを与え、共有できる点を大切にしているとの声である。他の諸国のシステムとは異なり、全ての人に対して経済的に平等に保障しており、今まで仕事をすることが無い人も、失業している人も、社会に貢献度が低い人も全て平等に扱うことが原則となっている。福祉サービス水準を高く維持できるのは、幅広い国民理解が得られる環境が存在し、平等にサービスを提供できるシステムが機能して

いるからである。1980年以降「出来る限り長く自宅で」との基本理念が大切にされ、障害者も、自宅（慣れた環境）で生活するのが考え方の基本となっている。障害を持っている人も健常な人も、同じ位置づけで、平等に扱う努力が積み重ねられている。

2 自己決定概念

1998年、見学したコペンハーゲンのコミュン・ホスピタルの医師長ローゼンブルグ氏に『実際に治療に対し同意しない』『迷っている』患者に対する自己決定に関する考えを聞く機会があった。

『私達の働きかけに対して、抵抗するような意見を持つ入院患者もいる。どちらかといえば「こうしたほうがよいんだ」という明確な形となる指示的な方法も活用して動機づけをする。自己決定なのと思われるかも知れないが、本人の納得は大切にしながら、治療や訓練プログラムは提供されるべきである。絶対に役に立つ自信、実績を私達の病院チームは持っているの、動機づけも、実績と熱意によって、自分達の責務を理解させることで同意と納得が展開されている』と述べている。

わが国の自己決定のように説明によって、本人に決めさせればよいというスタンスではなく、情報提供と状況判断によって、このプログラムが一番よいのではないかという意見を実績と熱意を基礎に説得や示唆も含まれた形でアクセスしているといえる。

デンマークの社会省ゴンバア・モンク氏に意見を求めてみると『今、デンマークでは、自己決定権を尊重するという形が大切にされており、この点を基本とする点には間違いはない。しかし、自己を見失う状態や痴呆状態の時、非現実的な決定を「自己決定」だからと認め過ぎてよいのか？健康や環境に悪い、他人に被害を与えるなどマイナス面で表れてきた場合には、他人が決定の変更をしてよいのではないか？との討議が展開されている。これから先は、自己決定権で決定された内容が、その人にとってどれだけプラスになって

いるかを見て、全く間違った方向に進んでいないかという点を判断することを明確にすべきで、何か規則を決めようという意見もある現場支援では、自己決定権については、その人にとって、何がよいか常にジレンマの狭間に立ちながら、真剣な討議の上に成り立つものである』と述べている。

わが国の自己決定とか選択権の考え方とは異なっており、真剣な討議があるようである。

III 介護保険のマネージメントシステムの疑問

1 マネージメント論にみる矛盾と問題点

2000年4月から、高齢者と障害者手帳所持者の約半分の人が、介護保険の給付の対象となる。介護保険の重大な欠陥として、身体機能低下に対して、リハビリテーションを受けていたり、意欲的に頑張る人については「面倒みるぞ視点」で組み立てた要介護認定を中心にする今回の保険制度では、介護給付面では、要介護認定度が下がり、利用できる給付限度額が制限され、施設からの退所が余儀なくされたり、自己で購入する福祉が増加するという矛盾が存在する。本人や家族の自立努力について支援する点も構築されなければならない。更に、加齢による心身の機能低下と障害を持って高齢域になった人とは基本的な生活の組み立てに違いがあることを理解されたい。

障害者に対しては基本法があり大切にされるべきでありながら、介護保険のケアマネージメントシステムで障害を持つ高齢者も同一化して、取り扱おうとする点はお粗末過ぎると批判せざるをえない。

特に、北欧や米国とは異なり、国民一人一人の人権意識も薄い中で、基本法体系はドイツ、要介護認定システムは米国、マネージメントシステムは、後程報告するが「日本的まあまあな文化」ともいえるシステムで構成し、しかも、わが国の文化や風土も思慮せず、契約・自己責任を問う制度になることへの不安は大きい。米国では、自己責任社会ではあるが、関連情報やレベルの高いリハビリテーションの入手も可能であり、資質の高いソーシャルワーク活動も存在し、個々性や

権利主張や擁護を明確にした法の整備も進んでいる。厳しい競争社会ではあるが、守るシステムも機能する社会である。わが国は、個々性を大切にせず、上意下達、甘え、他人に依存した『まあまあなあなあ』の社会の状況で、措置から契約社会への転換が進められていることになっている。

介護保険制度では障害者や高齢者の自己決定や選択権が明示される中で、マネジメント概念(図1)の導入と創設が行われたが、国家資格を持つ社会福祉士や医療ソーシャルワーカーを大切にすることにはならなかった。ケースマネジメント理論は、この分野の先駆的研究者である大阪府立大学の白澤氏の『ケースマネジメントの理論と実際』で見ることができるが、図1でもわかるように白澤氏がケースマネジメントとされる部分については、少なくとも精神科領域やリハビリテーション領域のワーカーが自分たちの活動領域として位置づけており、重視し、その確立を図ってきたといえる。白澤氏のケースマネジメント部分を付加することで、ソーシャルワーク活動は本来あるべき活動領域を持つことになる筈であり、新しいソーシャルワーク活動理論の拠り所ともいわれてきた。その後、ケアーマネジメントと呼ばれる具体的になった姿は、私の気持ちとかけ離

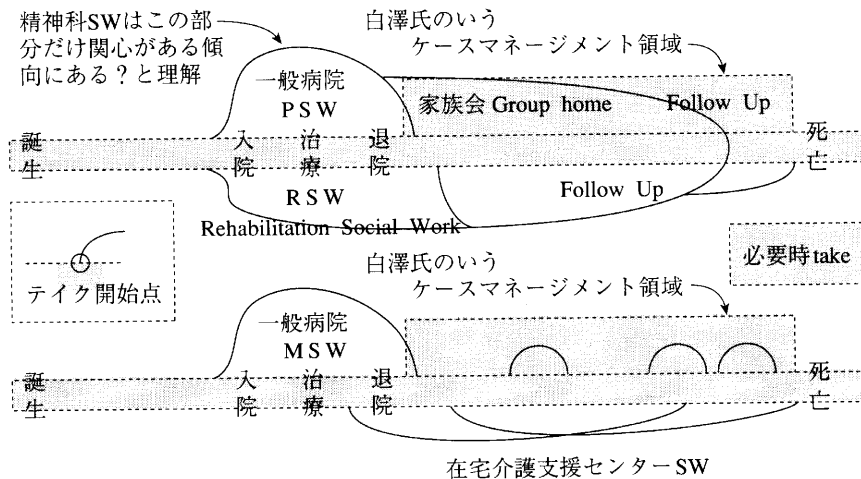
れたものになってしまったというのが正直な感想である。その原因を考えると、次の3点が曖昧に論述された点があったからではないかと感じている。

① 「ケースマネジメントをソーシャルワーク過程から特別なものとし、分離した存在であるとしていること」とした点

② 「専門職の業務の一部としてケースマネジメントを位置づけながらも、ソーシャルワーク活動の一面性のみ理解し、社会福祉援助専門職の仕事としてではなく、支援者ニーズと社会資源の結びつけの請け負いが可能であればよしとしたこと」とした誤解点

③ 「米国や加国など諸外国とは異なるわが国のソーシャルワーク活動の地盤(教育過程の不十分さ、医師教育の不十分さ、社会的理解のなさ)が整備されていない状態でのワーカーの活動把握が不十分ではなかったかと思われる点である。

この3点の曖昧さが、わが国におけるワーカー(社会福祉援助専門職)のおかれている低いレベルを更に引き下げ、ケアーマネジメントを20数職域群でよしとした道が開かれ、ソーシャルワーク活動の専門性を弾きだし「誰でもできるケースマネジメント=ケアーマネジメント」構築



ケースマネジメントとされる領域もそれぞれの領域立場からケーステイク終了までソーシャルワーカーは何らかの形で関わっているし、関わろうとしてきた。

図1 各領域のSWにおけるケースマネジメント領域の活動状況概略

の論理的背景を生み出したのではとの疑問である。

『ソーシャルワークのケースマネジメントに対する関心項の中で、誰がケースマネジメントするかは重大な問題であるが、ソーシャルワーカーが全てケースマネジメントを担っているのではなく、保健婦、看護婦、OT、PT、医師もこういった仕事に従事している。米国ではケースマネジメントの中心はソーシャルワーカーであるが、加国では、Registered Nurse (保健婦) が半数を越えており、ケースマネジメント=ソーシャルワークでない』とされている。

更に、米国では、ソーシャルワークへのケースマネジメントの位置づけに意見の対立点(図2)2点が紹介されている。基本的に(2)の立場で論理化が進められたといえる。

高齢社会到来によって、在宅介護支援センター・老人保健施設相談員などその活動の場も広がる傾向を見せ、地方自治体によっては、老人保健施設の相談員や在宅介護支援センターには「社会福祉士」の配属を求めるなど、専門性に裏付けられたケースマネジメントシステムが確立し、ソーシャルワーク活動が一定の評価を受けていくとの期待が存在した。リハビリテーション領域や精神科領域で働くワーカーは、ケースマネジメント部分にも深い関心を持ち、その専門性を確立する努力をしていた筈である。この部分の現実認識の違いによってソーシャルワーカーは「誰でもできる」的傾向を強く持つ「ケアマネージャー」

- (1) 要援護者への心理的なカウンセリング援助をすることもあり、高い能力が必要であり、精神科ソーシャルワーカーのような専門性の高い者こそがケースマネージャーとして適切であるとする立場
- (2) 対象者と適切な社会資源を連結し、カウンセリング機能は別の機関に致送することを重視する立場がある。この場合、高い専門性は求められず、学部卒で充分で、ケースマネジメントを社会福祉援助専門職の専売特許としてはとらえないと位置づける立場

図2 米国ソーシャルワーカーの意見対立点 (ケースマネジメントについて)

制度として構築される方向になったのではないだろうか？

この分野において、ソーシャルワーク活動の専門性を認めて欲しいという立場を取ってきた筆者としては、100歩譲って「ケアマネージャー」制度を認めたとしても、高齢者の終焉に向かう生活プログラムを組むという作業の重大性を知っているだけに、数日間の『簡単研修』でよしとする方向性には失望を感じざるをえない。福祉系大学で4年間ケースワークやマネジメントを学び、国家資格「社会福祉士」取得者が、純粋国家資格ではない「介護支援専門員」の研修受講の可否のための選別試験を受けるために5年間待たされる現実的矛盾はあってはならない。確かに、マネージャー数はある程度必要であるが、現場ではその資質を求めなければならない。厚生省が熱意を持って国家資格化した社会福祉士を有効に活用しなかったのは何故か？ 筆者としては疑問が残る。

2 マネージャーという名称

図3で示したが、マネージャーという言葉は、

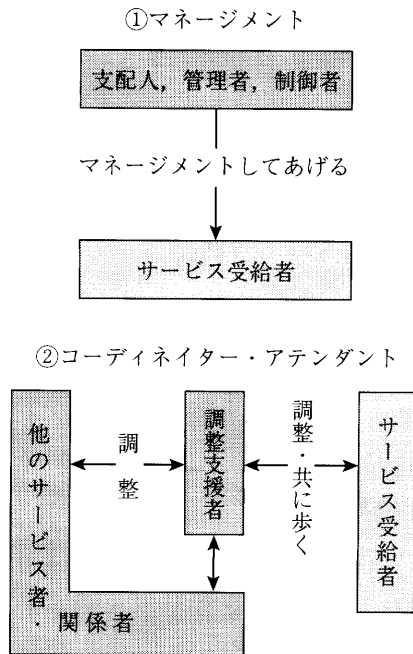


図3 言葉にみる関係イメージ

支配人・切り回し者・事業を支配する人となり、他人を制御するイメージが存在し、上下意識が無意識に認識される不安もある。

業務の一方通行性が強まり「してあげる」意識が支援内容に反映されるのではないかとの不安もある。筆者はマネージャーという名称よりもアテンドとかコーディネーターの方がよかったのではないかと思っている。外国という環境下で著述された英語直訳のケースマネジメント概念をケアマネージャーに置き換え使用することで、本来の意味から離れてはいかないだろうか？

IV 障害者の自己決定と相談支援

介護保険と同じく、福祉改革の中で『障害者介護等支援専門員』制度の準備が既にスタートしている。しかし、障害者支援も高齢者と同じく負担・否定的イメージが影響し、自己決定には程遠い問題を抱えた人達、車椅子使用者＝要介護の対象というイメージが強く認識され過ぎてはいないだろうか？ 高齢者ケアマネジメントでは、心的交流・相互成長するソーシャルワーク過程が弾き出され、要介護度の調査と介護プラン提供のコスト管理が主流となっている。障害者に対しても自立視点ではなく、介護概念で構築されるとすれば、自分の人生は自身で決めたいと願っている障害者の願いとは程遠いものにならないだろうか？

障害者の中では①自らが主体者であり、その自立プログラムが組めるようになるのではと考えている者②措置制度ではなく、契約制度で自らの意見を通すことができるといった点で介護保険制度も障害者施策の変革も乗り遅れないとする姿勢を持つ者③自分と介護保険又は障害者介護等専門員制度とは無関係だと思っている者④ニュースソースとして受け入れていない(入れられない)者に分けられる。手元にある資料で見ると当事者活用の方向制も強く認識されているとは思えない。

わが国でも、生活自立センターの活動やピアカウンセリングが盛んになってきているが、各地の

活動を見聞きすると、杖障害者に車椅子に乗ることを強要したり、働くより生活保護で生活をした方が楽であるとか、医療・治療スタッフに対して、治療体系に不信を露わにし、治療を拒否するなど視野の狭い体験主義によってアドバイスしている場面に出会う。わが国の貧困な医療・福祉風土を反映し、援助を求めている障害者に科学的ではない方法で、指導してしまうなど客観性に問題がある場合もある。

筆者も自ら下肢に障害を持つ当事者で、ソーシャルワーク活動を30年間続けてきた立場から、障害者だから障害者のことが全てわかるのではないことを強く指摘しておかねばならない。ピアカウンセリングを担当する障害者は、体験ではなく、専門的なカウンセリングなり、ソーシャルワークなり、その技術を修得する機会を持つべきであり、社会で活躍する障害者群を増加させる上でも、教育上の不利益は解決し、このような立場で活躍する障害者群に学ぶべき機会を整備すべきである。

バンジージャンプに車椅子に乗ったままチャレンジしたいというニーズがあった場合、①障害もあるし、自己決定とはいえ、とてもじゃないが危ないからとやめさせる立場と②君の自己決定だからと進める立場に分かれる。①は日本でよく考えられる当事者が挑戦欲求を持つことすら否定される方法であり、②の方向が当事者にとって気分もよく、この方向がピアカウンセリングでは推進される。しかし、ここで大切なことは、ロープを掛ける車椅子の溶接や強度について科学的な見方が必要であり、乗っている車椅子の溶接部分にさびや割れはないか？ 重量がかかった時安全か？ などの科学的な検討を加味し、このニーズの実現は検討することが必要であり、この部分は絶対無視してはならない視点である。

当事者による支援活動は大切であり②の方向が重視されていくことには間違いはないが、指摘したような点は必ずクリアしておくことが必要である。この点を曖昧にすると問題を顕在化、深刻化させることを認識しておきたい。

障害当事者の教育体制の整備やカウンセリング資質の向上が保証されてこそ、当事者のための当

事者支援は確立される。支援者が当事者であろうがなかろうが、障害者支援に対しては、要介護視点ではなく、個性性と自己実現を重視した自立プログラムが基本とされ、自己決定（納得）された生活プログラムを対象者とともに構成し、プログラムを提供したり、具体的な支援活動が展開できるシステムに構築できるかが問われている筈である。

自己決定は、単に本人や家族に決めさせればよいものではなく、この活動が必要な場合には、高い資質を持ったワーカーとの専門的交流の上で生み出されていかねばならない。

この部分に問題を抱える対象者への支援については、この相談支援活動（ケースマネジメントであれ、ソーシャルワーク活動であれ）には、専門的視点と知識と体験が必要である。自己選択・決定権が行使できる点に問題を抱えている人をどう支援するかが大きな課題であり、マネジメントシステムが有効に機能することが求められる筈である。

「障害者介護等支援専門員」や「ピアカウンセリング」制度の整備に関しても、自立をキーワードに能力を発揮できる環境整備が進むことが大切である。近年の高齢者支援現場では、家族の意見だけでワーカーが動く傾向が高まっており、当事者状況の情報が家族からの一方的訴えを受ける形で組み立てられ、本人把握が不十分だったり、支援担当者の思い込みでプログラムが組まれる傾向が高まっている。

家族や本人の現実吟味力や自己決定力を引き出すという妥当性の高い専門的な活動が提供されないまま処遇が組み立てられるのである。質の高いサポート活動が当事者間カウンセリングの形であれ、周辺関係者であれ、専門職であれ、自己決定権の行使について、できる限りの努力が実行できる社会構築と社会的理解が確立されることが急務であろう。

V 後見人制度とソーシャルワーク活動

障害の重度重症化、高齢化を迎える時期に福祉

制度のサービスの内容が変化し、サービスを自己選択により購入する時代に転換しているが、このことは今日的課題として、今までにない契約社会における問題が生じてくる。

それは、自己管理・財産管理・介護プランと本人の（社会）生活権ともいえる状況とのズレの調整、家族調整、本人の生活・心のケアを専門的に、把握、分析し、常に本人の立場の視点を大切にしながら、不利益や尊厳さの侵害を点検し、法的調

第1次後見レベル	家 族	
○第1次のA 同居の二親等以内家族によるもの		相談協議決定機能
○第1次のA2 同居の二親等以外家族によるもの		
○第1次のB 遠・近住の二親等以内家族によるもの		
○第1次のB2 遠・近住の二親等以外家族によるもの		
第2次後見レベル	社会的支援後見	
○第2次のA 近所の人・民生委員など既存構築の人達の相互相談的活動		隣組的相談
○第2次のB 在宅訪問サービス者（保健婦・訪問看護婦・ヘルパー）などの関わりでの活動		
○第2次のC ピアカウンセリング、相談を専門とするSW活動（MSW/在宅介護支援センターワーカー）		福祉的後見相談対応
○第2次のD 福祉的後見人 上記の専門的相談処理などの経験を持つSWのうち、法律学、医学、障害学、老年学など必要な学を取めた後見処理が可能な専門的職域処理可能なSW（社会福祉士）の配置とその活動		
第3次後見レベル	法的後見人	
○第3次のA 司法書士など法的委託処理		協議決定
○第3次のB 弁護士による調整・訴訟的処理		

図4 後見レベル概略

整を必要とする問題や財産管理を主とする法的後見人(司法書士や弁護士)とは、異なる立場、いわゆる芝居の役者の後ろで何かと世話をする役割を担う部分の形成が必要になってきたといえる。

当然、この場合、家族によって問題が解決されることが第一義的であるが、本人の自己認識力や家族自体に問題があったり、家族親戚との関係が悪いとか、後見的役目を果たしてきた家族内のキーパーソンがその機能が果たせなくなっているとか長年の感情的ぶつかりによる争いの存在により、充分後ろ楯になれない場合も多い。まず図4で後見レベルを整理してみた。

1 後見レベル

後見レベルを整理(図4)してみると、この中で、第2次のC及びDの部分が手薄であることがわかる。特に、財産問題などで法的処理を必要とする程の本格的法的後見ではなく、専門的な知識を基盤とした相談や支援活動で、一人の人間として、不利益を被ることなく、生活を継続できることを目的とした福祉の後見人活動の確立が必要だといえる。後見の活動レベルは多くの段階があることを認識しておきたい。今後は、第2次のC及びD部分の活動が確立されることが特に大切だといえる。

2 具体的な後見活動システムの構築

現行システムでは、第2次のD部分が構築されていないために、第1次の部分で対応されることで問題なく解決できればよいが、問題を抱えている人自身の現実吟味能力と現実処理能力によって様々な問題が生ずることが考えられる。

しかも、家庭内の問題を一気に外部の問題として、第3次処理に委ねる傾向は、わが国の文化では確立されていない。高所得者群の生活者には「お抱え弁護士」などの対応はあるにしても、一般庶民においては法的に依頼し、解決を求める傾向が低いだけに、介護を必要とするレベルで、解決すべき問題が内包されると、外部処理の力が入り込み難いために解決に困難が伴うともいえる。

わが国では、一人一人あるいは一家族一家族が

自立し、民主主義が確立しているとはいいい難く、問題処理にあたる場合に、互いに甘えや見栄をベースにしながら、家族問題を処理しなくてはならない状態であり、費用支出を伴う介護プランの策定が予定されたりした場合大きな問題が投げかけられる可能性も生じているといえる。

従来、わが国では、入院中については、医療ソーシャルワーカーや老人保健施設の相談指導員、老人ホームでは施設管理的職員や生活指導員が、本人や家族から投げかけられる様々な後見的問題にも対応してきた。

このような立場での職域群の場合、法律学、民法、財産法など必要な学を修め後見処理に対応できる程の資質を必ずしも修めてはいない場合も多いが、弁護士などに相談したり、指導を受けて対応してきた。

社会福祉士が後見活動のシステムを構築し、少しずつ機能する動きが構築されているが、特別な教育課程もしくは研修制度を用意したりして、社会福祉士資格所持者の有効活用も含め今後積極的に構築されていく必要がある。

3 自己決定力の低下と後見制度整備の課題

高齢社会化や重度重症化が問題となる社会でありながら、自己責任性が問われる時代である。サービスを受けるにあたって、自己選択や自己決定権保護の重要性が強調されるようになってきた。本人の自己選択、決定力が低下する問題を抱えているからこそ支援が必要となる事例が増加するわけである。問題を抱えている人達が不利益を被らないようにするためには、前項で述べた後見レベルを分析し、必要となれば、本人と家族及び親類家族間などに調整役が必要となる。

高齢者や重度重症の障害者の場合、必要があれば、利用者・家族の立場の視点での支援活動(後見)が確立されない限り、どんな素晴らしいケアプランが個別的に設定されても、一方通行的であったり、押しつけ的なプランや福祉サービスが横行する危険度は非常に高いといえる。時には、悪徳福祉産業事業者によって、ささやかな収入や貯蓄、財産を狙われることも考えられる。

私の経験でいえば、一つの理念と方針の下で活動しているリハビリテーション病院におけるチームカンファレンスでさえ、本当に本人の意向が反映されているかといった視点で点検してみると、わが国のカンファレンスのやり方は、単なる症例提示、担当スタッフのみの自己満足の報告会に終わっている場合が多い。

諸外国では、治療場面に、積極的に導入されている患者（主体者）や家族のカンファレンスへの参加や意見を述べる場の設定は、わが国では、ほとんど見かけられないといった現実を考慮すれば問題は深刻で、支援現場においては、チームプレイと主体者尊重の重要性をしっかりと認識しておかねばならない。

特に高齢者に対して現行の支援システムにおいてはケアマネージャー、福祉用具プランナー、在宅介護支援センターの相談員、リフォームヘルパー、訪問看護婦、保健婦、福祉産業スタッフとしての看護婦・ヘルパーなど様々な立場から、対象者に各々アセスメントが行われ、それぞれの立場の思惑が働く形で、介護プランの立案と支援が行われ、まとまりのない支援が展開される危険性はかなり高いものと思われる。しかも、本人や家族の自己選択・決定力に問題があるとすれば、そのリスク度は更に高まることが考えられる。

このような混乱している状態を考慮に入れ、自己決定力の低下した本人や家族を守るとすれば、ここで述べてきたように、対象者の立場、視点で、物事を見つめ、問題点を整理する立場として後見人及びソーシャルワーク活動を構築することは緊急の課題であろう。

VI 福祉用具にみる介護保険法優先の持つ意味と問題点

介護保険を身体障害者福祉法より優先するという方針によって、障害者福祉では原理・原則的に大切にしている「障害者への基本的配慮」が無視されつつある。『どんな時代やどんな法の適応になろうが、身体の障害に合わせた福祉用具（補装具）が届けられなければならない原則』さえ崩し

ているのである。

障害者手帳による車椅子給付を受けてきた障害者が大きな影響を受けそうである。従来も高齢者への車椅子給付は日常生活用具給付として、既製品やレンタル品を給付する方向で対応される方向になってきた。しかし、障害状況によって適合が困難な時は、障害者手帳を活用することで『補装具』として、オーダーメイドでの製作が可能であり、大切にされてきた原則は維持されていた。

介護保険で打ち出された身体障害者福祉法より「優先」との規定は、大切にされるべき対応ができなくなることを意味しており、障害手帳を持っていても、介護保険受給者は「身障手帳は使えません」となり、既製品のレンタル車椅子が給付される傾向が高まるものと考えられる。

手元にある資料（図4）で紹介するが、医師や更生相談所により障害者の身体状況に個別に対応することが必要と判断される場合は、補装具として給付しても差し支えないとなっている。しかし、文面上は「優先」は優先であり、給付しなくても差し支えないとも読める文章であり、必要な時に『身体障害者手帳で作れる道を残される筈です』と言われても「優先」と表現されていることに不安を持たざるをえない。

従来、多くの地方自治体で見られた福祉支援対応時の消極的姿勢が強かったことを考えれば、障害状況によって適合が困難な時にオーダーメイドを障害者が希望することに対する理解を得られない不安度は高く、対応力低下が予想される。

注文生産にこだわらず、数多くなった既製品の車椅子から選ばばよいとの論議もあるが、脳性麻痺やリュウマチ、頸髄損傷など既製品では困る場合も多いのである。

介護保険に「優先」を明記することで、地方自治体の福祉予算は減少、オーダーメイド注文に関連する製作事業者の供給能力事態が低下してしまう危険度も高い。

既製品、レンタルの費用支援を中心とする介護保険での保険給付の内容は明らかに障害者福祉法が持つ「障害の特殊性に対する個別対応性」についての対応を低くすることは否めない。

(1) 補装具

介護保険で貸与される福祉用具としては、補装具と同様の品目(車椅子・歩行器・歩行補助杖)が含まれているところであり、それらの品目は介護保険の保険給付として給付されることとなる。

しかし、車椅子など保険給付として、貸与されるこれらの品目は標準的な既製品の中から選択することになるため、医師や更生相談所などにより、障害者の身体状況に個別に対応することが必要と判断される障害者については、これらの品目についても、身体障害者福祉法に基づく補装具として給付して差し支えない。

(2) 日常生活用具

日常生活用具については障害の状況に応じて個別に適合を図るものではないことから介護保険の保険給付の対象となる品目(特殊寝台・特殊マット・体位変換器・歩行支援用具・移動用リフト・特殊尿器・入浴補助用具・便器及び簡易浴槽)については、介護保険から貸与や購入費の支給が行われることとなる。

介護保険の福祉用具の対象となっていない品目については引き続き日常生活用具給付等事業として給付が行われる。

図5 介護保険法と身体障害者福祉法との関係

この規定を決めた担当者は、個々性が無視され、日常的に不適合な用具を使用する生活が強いられる状態になると、痛みや変形を引き起こすことを理解しているのであろうか？

介護保険の優先規定は、障害者の基本的な生活する機能を支えてきた『福祉用具(補装具)』の果たしてきた役割そのものを否定することになり、障害者支援の原理原則を壊すことで、障害者の生活そのものが維持できなくなる危険性を持っているのである。

高齢者処遇の場面では、福祉用具の適合性は軽視されがちで、安易に対応する傾向が高まっている状態であるだけに心配してきたが、「優先」という言葉をこのような形で使われることは、障害者の基本的な生活能力を奪う問題を内包しているのである。

障害者手帳での福祉用具に関する支援は、必要

時には必ず利用できるものとして、身体障害者手帳での補装具援助が可能であることを逆に介護保険法の中で明文化し、明確にしておかねばならない。

今回の身体障害者福祉法より「介護保険法優先」という扱いは、身体障害者手帳の役割を大きく低下させることになることや加齢障害と障害者の高齢化についての混同も含め、再検討を求めている。

おわりに

高齢者支援プログラムの提供にケースマネジメントの確立を願ってきたにもかかわらず、上に述べてきたように筆者の願う方向にはならなかった。特にその延長上にある障害者介護等支援専門員制度についても、障害者を負のイメージでとらえ、安易なケアマネジメントシステムの構築が模索されているように思えて仕方がない。

本文の中でも述べたが、充実して欲しいと願ってきた福祉用具も介護保険法を優先するという基本が提議されることで、65歳以上の介護保険給付対象群に入ると、身体障害者の生活を支えているオーダーメイドを基本とする補装具の給付から、レディメイド品目から選ぶことが大した検討もなく優先されることになる。

図4で示したが、一応身体障害者手帳が必要であれば作れる道を残すとはいわれるが、ケアマネジャーの大半は、福祉用具の知識を学ぶ機会がない状態であり、ヘルパー派遣を軸にして動く介護保険下では、人的ヘルパー派遣プログラムを組む業務が中心になると思われる。

最後になったが、長年医療ソーシャルワーカーとして勤務してきた筆者としては、障害者と家族の高齢化に対して、もっとも基本とすべきソーシャルワーク部門が軽視され、コストパフォーマンス重視の介護保険制度のマネジメントシステムは見直しが必要であり、在宅介護支援センター機能を充実し、社会福祉士や医療ソーシャルワーカーの配属を増やすことで、地域の医療・福祉ネットワークの要としての機能が高められ、効率のよい

システムになるよう再検討が必要だといえる。障害者・高齢者に対しては高品質のリハビリテーションを入手し易くすると同時に、社会にあるバリアを除去・軽減し、生き活きとした生活が地域で送れるようにすべきであろう。障害者の永久の願いである自立・自己決定権がスムーズに行使できる資質の高い制度として、検討されている障害者福祉制度の改革も構築されることを最後に強く願っておきたい。

参考文献

- アドルフ D. ラッカ (1994)『自立生活とパーソナル・アシスタンス』, 現代書簡。
 厚生省監修 (1999)『障害者ケアマネージャー養成テキスト身体障害者編』。
 齊場三十四 (1999)『バリアフリー社会の創造』, 明石書店。

———— (1999)『障害者・高齢者の自立・介護支援と福祉用具』, 明石書店。

———— (1999)「介護保険と身体障害者福祉法」『ソーシャルワーク研究』, 45-52頁。

白澤政和 (1992)『ケースマネジメントの理論と実際』, 中央法規出版。

デイビッド・マクスリー (1996)『ケースマネジメント入門』, 中央法規出版。

長谷憲明 (1998)『よくわかる介護保険』, 環境新聞社。

バンク・ミケルセン (1998)『ノーマライゼーションの父』, ミネルヴァ書房。

ヒューマンケア協会 (1995)『自立生活への衝撃』。

ベクトニエリエ (1998)『ノーマライゼーションの原理』, 現代書簡。

辺見 聡 (1999)『介護保険福祉用具事業者研修会配布資料』, 厚生省。

松田 朗 (1998)『わかり易い介護保険制度』, メジカルフレンド。

(さいば・みとし 佐賀医科大学教授)

高齢者の引退行動と社会保障資産

大石 亜希子
小 塩 隆 士

I はじめに

1994年には、高齢者の引退に重要な影響を及ぼすとみられる制度改正がいくつか行われた。その第1は、厚生年金の満額支給開始年齢の引き上げと部分年金の導入である。対象となるのは、男性は1941年以降、女性は1946年以降に生まれた者で、最終的には男女とも65歳から厚生年金を受給するようになる。また、60歳から支給開始年齢に達するまでの期間は、今まで支給されていた年金の一部（報酬比例部分に対応）が部分年金として支給される。

第2は、在職老齢年金制度の改正（1995年4月実施）である。改正前の制度では、60～64歳の高齢者が老齢厚生年金を受給しながら就業する場合、賃金の上昇に伴って年金の減額幅が大きくなり、結果として総収入があまり増加しない仕組みとなっていたため、高齢者の就業意欲を阻害する効果があることが指摘されていた。そのため1994年改正では、賃金の上昇に応じて賃金と年金の合計額も増加する仕組みに改められた。

第3は、高年齢者雇用継続給付の創設である。これは賃金が60歳到達時と比較して相当程度低下した状態で雇用を継続する60歳代前半の労働者に対し、65歳に達するまで賃金額の最大25%を給付するというものである。この制度のねらいは、定年後に大幅な賃金の低下に直面する高齢者に対して補助金を与えることにより、失業給付を受給するよりも就業を選択する方向に高齢者の行動を誘導することにある¹⁾。

第4は、失業給付制度の変更である。従来の制度では、60～64歳の人に対して従前賃金の6割相当が失業給付として給付されていたが、改正後は賃金日額に応じて50～80%へと変更され、多くの高齢者にとって給付率は低下した。

第5は、失業給付と老齢厚生年金との併給調整の導入（1998年4月実施）である。改正前の制度では失業給付と老齢厚生年金を同時に受給することが可能であったため、両者を合わせた受給額が再就職する場合の賃金を上回ることが多く、高齢者の就業意欲を阻害しているといわれていた。それがこの改正で、65歳未満で特別支給の老齢厚生年金を受給できる者が失業給付を受給する場合には、老齢厚生年金の支給が停止されるという併給調整が導入された。併給調整は、在職老齢年金との間でも行われる。

これらの改正はすべて、高齢期の生活設計の大幅な見直しを迫るものであるが、そのインパクトは十分に理解されているとは言い難い。また、年金・雇用保険制度を生涯タームでとらえて高齢者の就業・引退行動を分析した研究も数少ないのが現状である。一方、海外では1980年代以降、引退行動に関する経済理論的・実証的分析が著しく発展している²⁾。なかでも、ライフサイクル的視点から引退行動を分析するモデルが多数提示され、それらに基づく実証研究も蓄積されてきた。本論文ではそのひとつ、Stock and Wise (1990)、Lumsdaine and Wise (1994) のオプション・バリュー・モデル (Option Value Model) の枠組みを用い、1996年『高年齢者就業実態調査』(労働省)の個票をもとに、個々人について年金だけで

なく雇用保険からの給付を含めた社会保障資産 (Social Security Wealth: SSW) やオプション・バリューを推計することにより、年金・雇用保険制度が高齢者の就業・引退行動に及ぼす影響をライフサイクル的視点から検討する。

日本で年金資産を考慮した研究としては清家 (1991)、小塩 (1997) があるが、これらは標準的なサラリーマン世帯の想定による試算にとどまっていた。高山ほか (1990) は個票をもとに綿密な年金資産の推計をしているものの、研究目的が異なるために引退のタイミングは固定されている。日本では少数のパネル・データしか存在せず、その利用可能性も限られてきたことから従来、動学的な実証分析は困難であった。本論文の主な特徴は、クロスセクション・データに基づいているものの、個票から得られる情報や他の既存統計の情報を最大限利用して個々人の履歴をパネル的に復元し、個人別に社会保障資産を推計して実際の引退行動との関係を確認したことである。また政策シミュレーションを行い、雇用保険を含めた各種社会保障プログラムの就業抑制・引退促進効果を計測し、比較した。

II オプション・バリュー・モデル

Stock and Wise (1990) 等で提示されたオプション・バリュー・モデルの最大の特徴は、雇用者が引退時期を選択する際には、直ちに引退した場合に得られる効用と引退を先送りした場合に得られる期待効用の最大値とを比較し、後者が前者を上回っている限り、就業し続けると考える点である。

ある年齢において、雇用者はその年齢で利用可能な情報に基づき、直ちに引退した場合に得られる効用の現在価値と、将来のそれぞれの年齢で引退した場合に得られる効用の現在価値を比較できると仮定する。ここで期待効用の最大値から、直ちに引退した場合の効用の価値を差し引いたものがオプション・バリューである。すなわち、オプション・バリューは引退の機会費用をあらわしている。

現在 t 歳の個人が翌年以降も就業し続ける場合に得られる賃金の流れを Y_1, Y_2, \dots, Y_s とあらわすことにする。彼 (彼女) が s 年後に r 歳で引退すると、 $B_s(r)$ の社会保障給付が得られる³⁾。ここで r 歳で引退した場合の将来所得の流れを割引率 β で現在価値に直すと、引退の間接効用は、

$$V_t(r) = \sum_{s=t}^{r-1} \beta^{s-t} U_w(Y_s) + \sum_{s=r}^S \beta^{s-t} U_r(B_s(r)) \quad (1)$$

ここで $U_w(Y_s)$ は将来賃金の間接効用、 $U_r(B_s(r))$ は将来の社会保障給付の間接効用である。また、人は S 歳以上は生きられないと仮定している。これにより、 t 歳時点における引退を r 歳まで先送りすることで得られる、期待効用の現在価値の増分は次のようにあらわすことができる。

$$G_t(r) = E_t V_t(r) - E_t V_t(t) \quad (2)$$

引退延長がもたらす利益が最大になる年齢を r^* 歳とすると、オプション・バリューは

$$G_t(r^*) = E_t V_t(r^*) - E_t V_t(t) \quad (3)$$

彼 (彼女) はオプション・バリューがプラスである限り ($G_t(r^*) > 0$) 就業し続けるインセンティブをもつ。

将来賃金や将来の社会保障給付がもたらす効用は、以下のように定式化できる。

$$U_w(Y_s) = Y_s^{\omega_s} \quad (4a)$$

$$U_r(B_s) = (kB_s(r))^{\xi_s} \quad (4b)$$

ここで ω_s や ξ_s は個人固有のランダム効果を表している。(4b) に k がパラメーターとして含まれているのは、同じ所得でも、1万円の年金がもたらす効用と、働いて得られる1万円がもたらす効用とが異なる可能性を考慮しているからである。

以上のモデルは、パネル・データが利用可能であれば誤差項について何らかの仮定を置いた上で最尤法で推定できよう。しかしながらわれわれが利用できるのは1時点の調査個票だけであるため、本論文ではランダム効果を無視して、単純な誘導型モデルを用いる。

誤差項を捨象すれば、(4a)、(4b) を (1) に代入することにより、次の式が得られる。

$$V_t(r) = \sum_{s=t}^{r-1} \beta^{s-t} Y_s^{\omega_s} + \sum_{s=r}^S \beta^{s-t} (kB_s(r))^{\xi_s} \quad (1)'$$

パラメーター β , γ , k の値が与えられれば, r 歳での引退がもたらす総価値を計算することができる。われわれは Coile and Gruber (1999) と同じ値 ($\beta=0.97$, $\gamma=0.75$, $k=1.5$) を想定した。これによりオプション・バリューの推定値は,

$$\widehat{G}_i(r^*) = \widehat{V}_i(r^*) - \widehat{V}_i(t) \quad (5)$$

となり, この推定値は引退決定の Probit モデルに説明変数として含めることができる。

なお, 本論文の引退行動の実証分析では, 社会保障が引退の意思決定に及ぼす影響をあらわす変数として, 上記のオプション・バリューに加え, 小塩 (1997) でも計算されている「社会保障資産発生額」(social security wealth accrual: SSA) を用いている⁴⁾。これは引退を r 歳から $r+1$ 歳に先送りした場合の生涯効用の差に注目したものである。すなわち (1)' より,

$$\begin{aligned} V_i(r+1) - V_i(r) &= \beta^{s-t} Y^r \\ &+ [\sum_{s=r+1}^s \beta^{s-t} (kB_s(r+1))]^r \\ &- \sum_{s=r}^s \beta^{s-t} (kB_s(r))^r \end{aligned} \quad (6)$$

とあらわすことができる。第1項は引退先送りによって得られる1年分の賃金収入を割引現在価値で示しており, 第2項が「社会保障資産発生額(SSA)」である。引退を先送りすると, 死亡時までの社会保障給付総額は増加することもあれば減少することもある。したがって社会保障資産の変化分である第2項は正值にも負値にもなりうる。ここで $SSA > 0$ であれば明らかに $V_i(r+1) - V_i(r) > 0$ となり, 引退を先送りする強いインセンティブが働く。

III データと社会保障資産の試算方法

本論文で用いるデータは, 1996年『高年齢者就業実態調査』(労働省)(以下, 『実態調査』と略)の個票である。同調査は55~69歳の男女を対象に, 現在の就業状況, 仕事収入, 年金の受給状況に加え, 55歳当時の就業状況や55歳以降の就業状況の変化を調査している。この『実態調査』はクロスセクションの調査でありながら, 調査対象者の過去の情報が得られる点が大きな特徴である。

個々人の社会保障資産は, 以下のような手順で計算される。

1 賃金プロファイルの推計

賃金プロファイルは, (1)年金や雇用保険給付など社会保障給付の算定の基礎として, また(2)オプション・バリューの構成要素である, 就業を継続した場合に得られる賃金収入を知るためにも必要である。しかしながら『実態調査』では, 現在就業している者の仕事収入月額しか得られない。このため, 以下の手順で賃金プロファイルを推計する。

まず, 『実態調査』の調査対象範囲である55~69歳の期間については, 個票サンプルを用いて55歳当時の属性や年齢各歳ダミーを説明変数に含めた賃金関数を推定し, その係数から不就業者の市場賃金を推計する⁵⁾。その際, 賃金収入は就業者サンプルでなければ得られないので, Heckman (1979)の2段階推定法によるサンプル・セレクション・バイアスの修正を行う(付録1参照)。さらに就業者については現在の賃金を, 不就業者については推定賃金を出発点として, 年齢各歳ダミーの係数を用いて55~69歳の期間の賃金プロファイルを作成する⁶⁾。

一方, 55歳以前の期間については『実態調査』から何の情報も得ることができない。しかしながら, 55歳以前の賃金プロファイルが必要なのは, もっぱら年金給付額の算定基礎となる平均標準報酬月額を知るためである。そこで1996年版『賃金センサス』(労働省)所載の製造業の年齢5歳階級別・企業規模別のきまって支給する現金給与額を出発点として5年おきにコーホート別に遡り, 各年齢間・年次間は線形補間して55歳までの生年別・企業規模別の賃金プロファイルを作成する⁷⁾。こうして得られた各年のきまって支給する現金給与額を再評価率で調整してから55歳までの平均賃金を計算し, 55歳時点のきまって支給する現金給与額に対する比率(a)に直しておく。最後に, 前述の賃金関数から推計した55歳時点の賃金に, 『実態調査』から得られる55歳当時の勤務先の企業規模に応じて(a)の比率を乗じて

平均標準報酬月額とする。

2 年金給付額の計算

個人への年金給付額を計算するには、(1) 平均標準報酬月額、(2) 被保険者期間、(3) 配偶者の年齢や年金加入状況といった情報が必要である。(2)の被保険者期間に関しては『実態調査』からは何の手がかりも得られないため、厚生年金の受給権があるとみられるサンプルについて年齢にかかわらず一律に、60歳時点で1995年度の新規裁定受給権者平均の被保険者期間(男性399ヵ月、女性274ヵ月)に達していると仮定する。(3)の配偶者に関する情報は、加給年金や振替加算の計算に必要である。『実態調査』では同居する配偶者の有無を尋ねる設問があるので、少なくとも同居している限りにおいて配偶関係を知ることができる。また、世帯内に存在する55～69歳の者を調査対象としているので、夫婦がともにこの年齢範囲に入る場合には、世帯番号による名寄せで夫婦マッチングが可能である。

厚生年金の受給権は、つぎのような基準で判断した。

- ・現在厚生年金か在職年金を受給している人はもちろん受給権者
- ・55歳当時雇用者で、国民年金受給者ではなく、賃金プロフィールから60歳まで継続的に年収130万円以上が見込める(あるいはあったと推定される)者

男性については、妻の年齢に応じて加給年金と振替加算を考慮して60歳以降の年金給付額を計算する。女性は、たとえ厚生年金受給権者でも加給年金を受給することはないと仮定する。男女とも制度にしたがって生年別に報酬比例部分の乗率、定額単価の乗率を適用し、在職老齢年金も制度どおりに考慮する。厚生年金の受給権がないと判断されるサンプルについては、65歳から国民年金を受給すると考えて1995年の平均受給額(男性5.73万円、女性4.67万円)をあてはめる。なお、現在65歳以上のサンプルについては、65歳以降に引退した場合の年金額として『実態調査』に報告された年金受給額を用いる。

小塩(1997)では妻の加給年金や振替加算、老齢基礎年金に加えて夫の死亡後、妻が受け取る遺族年金も含めて年金資産を試算しているが、本論文では作業の簡単化のため遺族年金を含めていない⁸⁾。ただし小塩(1997)では遺族年金を含まないケースも報告しているので、試算結果の比較は可能である。

3 雇用保険給付額の計算

本論文では年金資産に加え、失業給付や高齢者雇用継続給付といった雇用保険からの給付も考慮している点が大きな特徴である。ただし失業給付と雇用継続給付は、異なる経路で引退に影響することに注意する必要がある。われわれは、引退を前提として受給する失業給付は年金給付と同じ性質をもつと解釈し、失業給付も社会保障資産の一要素として扱う。一方、高齢者雇用継続給付は賃金補助金であり、(6)式から明らかなように、大きいほど引退を先送りするインセンティブが働く。

失業給付の算定基礎となる賃金には、55～59歳は実際のあるいは推定された賃金月額を、60～64歳の者は60歳到達時点より賃金が低下しているものとして59歳時点の賃金を適用する。そこから得た賃金日額に応じて50～80%の基本手当日額を300日受給するものとする⁹⁾。

高齢者雇用継続給付についても同様にして算定式に基づいて給付額を計算する。ただし制度導入時(1995年)に60歳に達している人は制度どおり不適用と仮定し、55歳当時公務員のサンプルは60歳到達時に被保険者期間が5年に足りない¹⁰⁾と仮定して不支給とする。55歳当時非雇用者のサンプルも、雇用保険給付の受給資格はないと仮定する。

4 保険料の計算

民間雇用者の勤務時間や勤務日数が正規職員のおおむね4分の3以上、あるいは年収が130万円を超えると、65歳に達するまで厚生年金に加入して保険料を支払うことになり、その分、手取り賃金は減少する。ここでは推定された賃金プロフ

ファイルから、年収130万円以上の場合には厚生年金保険料を拠出すると想定した。年収が90万円以上の場合には雇用保険の保険料も支払うことにする¹⁰⁾。現実には厚生年金保険料のほかに健康保険の保険料や所得税も課されるが、簡単化のため無視する。また、60歳以前に引退した場合には、60歳に達するまで国民年金保険料を支払う必要がある¹¹⁾。このプロセスでは生涯にわたる社会保険料の支払総額を計算するという考え方もありえようが、本論文の関心は高齢期の引退行動にあるので、55歳以降の保険料支払分についてのみ考慮する¹²⁾。

5 個人別・家族別の社会保障資産の計算

以上のステップで計算された各歳別の年金給付額、失業給付額、保険料支払額をもとに各年齢における引退がもたらす個人ベースでの社会保障資産の割引現在価値を推計できる。その際、各年齢の社会保障給付額は当該年齢における生存確率でウェイトづけする。生存確率には厚生省『平成7年簡易生命表』の男女別・生年別・全国平均データを使用する。

さらに世帯ベースでの社会保障資産 (family social security wealth: FSSW) を推計するために、個票サンプルの夫婦マッチングを再び行い、夫と妻の社会保障資産を合算する。ここで注意が必要なのは、夫婦の年齢差に応じた合算をしなくてはならないことである。たとえば妻が夫より3歳年下ならば、夫が60歳で引退するときのFSSWは、夫の60歳時点の社会保障資産と妻の57歳時点の社会保障資産を合計したものになる¹³⁾。この過程で「同居配偶者あり」と回答しているのに夫婦の年齢差のために妻または夫が調査対象外となっているサンプルを分析対象からはずした。また「同居配偶者なし」と回答しているサンプルのFSSWは、個人ベースの社会保障資産と等しいとして扱う。したがって、FSSWが計算されるのは、夫婦マッチングが可能であったサンプルと、「同居配偶者なし」と回答したサンプルである。

6 各種プログラムのウェイトづけ

以上のようにして各種社会保障プログラムからの給付を組み込んだ社会保障資産とオプション・バリューを計算することができる。しかしながら実際には、すべての人が失業給付や在職老齢年金、高齢者雇用継続給付といったプログラムを経験して引退するわけではない。とくに高齢者雇用継続給付は制度創設直後ということもあり、普及率が低い。そこで(1)老齢厚生年金のみ(在職老齢年金はなし)(2)失業給付+老齢厚生年金(3)在職老齢年金+老齢厚生年金(4)高齢者雇用継続給付+在職老齢年金+老齢厚生年金(5)失業給付+在職老齢年金+老齢厚生年金(6)失業給付+高齢者雇用継続給付+在職老齢年金+老齢厚生年金、の6パターンでそれぞれに対応する社会保障資産やオプション・バリュー、賃金収入を推計した後、『実態調査』の個票から各パターンに該当する者の比率を計算し、それをウェイトとして加重平均を作成する。本来は、パネル・データからコーホート別に適用確率を得てウェイトとすべきであろうが、データの制約上、クロスセクション・データから得られる適用者比率を用いるにとどまった¹⁴⁾。

IV 試算結果

1 使用サンプル

本論文の実証分析の対象とするのは、上述したFSSWが計算可能であったサンプルで、かつ(1)男性(2)55歳当時民間部門の雇用者(3)1995年に雇用就業していた者、という3条件を満たすサンプルである。女性に関する分析結果はOshio, Oishi and Yashiro (2000)を参照されたい。55歳当時民間部門の雇用者に限定した理由は、われわれの関心が厚生年金や雇用保険といった民間部門の被用者を対象とする制度の引退行動への影響にあるからで、厚生年金の受給権がないとみられるサンプルや雇用保険が適用されない公務員を含めると、制度の影響が過小評価されるためである。また今回われわれはオプション・バリューや社会保障資産が引退行動に及ぼす影響をライフ

サイクル的視点から分析するので、個々人について少なくとも2時点で就業状況を観察し、比較できる必要がある。そこで『実態調査』の情報から調査前年(1995年)の就業状況を判断し、雇用就業していたと推定できる2,339サンプルを対象を限定した(付録2参照)。

2 社会保障資産、オプション・バリューの試算結果

表1は社会保障資産、社会保障資産発生額、オプション・バリューの平均を示したものである。小塩(1997)の試算結果(遺族年金を含まないケース、割引率3%)では、1994年の制度改革後の年金資産は、55歳で3,102万円、60歳では3,400万円となっており、本論文の試算結果(55歳3,200万円、60歳3,847万円)はそれらとほぼ同水準である。両者の差は主に失業給付を考慮するか否かによるものとみられる¹⁵⁾。

表1からつぎの3点を指摘することができよう。

第1に、世帯ベースの社会保障資産は59歳まで就業し、60歳で引退する場合に最大となる。その後65歳までは大幅に減少し、65歳以降はほぼ横ばいとなる。清家(1991)、小塩(1997)で

は公的年金に関する限り、60歳まで働きつづけることが有利であること、逆に60歳を過ぎると働きつづけるほど不利になることを指摘しているが、雇用保険給付を含めたベースでも同様であることが確認される。

第2に、そうした社会保障資産の動きを反映して、社会保障資産発生額は59歳までプラス、60歳からマイナスとなり、65歳以降はほぼゼロとなる。

第3に、引退のオプション・バリューは年齢とともに減少している。これは(1)社会保障資産が60歳以降は減少することに加え、(2)高齢になるほど就業しても得られる賃金が低下していくからである。したがって、就業するインセンティブは年齢が上がるほど低下することを示している。

3 各種社会保障プログラムの評価

以上はウエイトづけした後の社会保障資産に関する全体的な観察であるが、それぞれの社会保障プログラムの影響をより明示的にとらえてみよう。表2は、(1)老齢厚生年金のみ(在職老齢年金はなし)(2)失業給付+老齢厚生年金(3)在職老齢年金+老齢厚生年金(4)高年齢者雇用継続給付+在職老齢年金+老齢厚生年金(5)失業給付+在職老齢年金+老齢厚生年金(6)失業給付+高年齢者雇用継続給付+在職老齢年金+老齢厚生年金、の6パターンの試算について、それぞれのプログラムを経た場合に社会保障資産発生額の賃金収入比(保険料控除後)がどうなるかを示したものである。この数値はすなわち、各種プログラムがもつ課税(あるいは補助金)効果を示していることになる。

まず、(1)老齢厚生年金のみで、就業しても在職老齢年金は一切ない場合、社会保障制度は59歳までの就業に20~30%の賃金補助金を与えているのに対し、60歳以降は一転して40~70%に及ぶペナルティを課している。社会保障資産は60歳でピークを打ち、65歳まで急速に減少するため、60歳代前半層の就業に大きなディスインセンティブを与えている。これに失業給付を加えた(2)では、引退年齢を64歳から65歳に1年

表1 社会保障資産の試算結果

年齢	社会保障資産		社会保障資産発生額		オプション・バリュー	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
55	3,200	102	36	3,533	1,879	
56	3,341	108	35	3,094	1,423	
57	3,479	111	36	2,586	1,130	
58	3,615	112	36	2,111	992	
59	3,749	115	37	1,557	943	
60	3,847	-141	48	1,553	934	
61	3,717	-150	47	1,327	763	
62	3,582	-158	49	1,202	675	
63	3,445	-162	57	1,196	740	
64	3,302	-175	54	1,099	677	
65	3,137	-10	40	1,129	569	
66	3,128	-14	34	908	547	
67	3,119	-14	33	659	446	
68	3,111	-7	25	446	303	
69	3,104	-5	24	231	210	

注) 数値はすべて1995年価格。

表2 各種社会保障プログラムの課税/補助金効果

制度的前提	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	加重平均
老齢厚生年金	○	○	○	○	○	○	
在職年金	×	×	○	○	○	○	
失業給付	×	○	×	×	○	○	
雇用継続給付	×	×	×	○	×	○	
年齢							
55	-0.241	-0.222	-0.241	-0.242	-0.222	-0.222	-0.231
56	-0.251	-0.222	-0.251	-0.252	-0.222	-0.222	-0.235
57	-0.263	-0.243	-0.264	-0.265	-0.244	-0.244	-0.253
58	-0.270	-0.250	-0.271	-0.272	-0.252	-0.252	-0.260
59	-0.275	-0.132	-0.278	-0.279	-0.135	-0.135	-0.198
60	0.410	0.436	0.232	0.234	0.257	0.257	0.373
61	0.507	0.536	0.254	0.254	0.282	0.281	0.450
62	0.601	0.639	0.273	0.271	0.309	0.304	0.527
63	0.684	0.725	0.305	0.301	0.345	0.338	0.597
64	0.513	1.106	0.122	0.128	0.714	0.684	0.726
65	0.040	0.057	0.006	0.006	0.022	0.022	0.041
66	0.042	0.063	0.010	0.010	0.031	0.031	0.045
67	0.037	0.055	0.012	0.012	0.029	0.029	0.040
68	0.035	0.049	0.015	0.015	0.029	0.029	0.037
69	0.019	0.031	0.006	0.006	0.018	0.018	0.022

注) 数値は、社会保障資産発生額÷保険料控除後賃金収入。いずれも生存率調整割引現在価値。
マイナスは補助金効果を示している。

先送りする場合の限界税率が100%を超え、65歳以降も就業を継続する者に大きなペナルティが課されることを示している。一方、失業給付は考慮せず、在職老齢年金と老齢厚生年金を考慮した(3)では、(1)と比較して60~64歳にかけての課税効果は小さくなり、高齢期の就業を促進する効果があることがわかる。これに失業給付を加えた(5)では、在職老齢年金の就業促進効果が失業給付の就業抑制効果によってかなり相殺されてしまい、とくに64歳から65歳にかけて大きな就業抑制効果が残っていることがわかる。高齢者雇用継続給付は補助金として賃金ベースを拡大するので、(4)と(6)のいずれのパターンでも60~64歳の課税効果をわずかに引き下げている。しかし制度創設直後ということもあり、インパクトは小さい。

V 実証分析

1 引退の定義

この節では試算された社会保障資産やオプション・バリューが現実の引退行動に説明力をもつかどうかをProbitモデルで検証する。

分析に先立つ重要なポイントは、何をもって引退とするかという定義である。仕事をやめることを引退とするのか、あるいは年金を受給しはじめたら引退したと理解するのか、定義によって実証分析の結果が変わる可能性がある。とくに問題となるのは、仕事が見つからず失業状態にある者と、家族従業者を含む自営業者の扱いである。『実態調査』では不就業者に仕事をしていない理由をたずねているが、「したいのに仕事が見つからない」と回答していても、どこまで実際に就業する意思があるのかは不明である。自営業者については、実質的に引退生活に入りながら自分にとって可能な範囲で農業などの家業に従事している場合もあ

るとみられ、現役と引退を識別しにくい“グレー・ゾーン”となっている。そこで暫定的に以下の3つの定義によって、引退率がどのように変わるかをみてみよう。

〈定義1〉不就業者で就業する意思がない者+仕事が見つからないと回答しながら公的年金を受給している者

〈定義2〉定義1+自営業者(家族従業者含む)

〈定義3〉何らかの公的年金を受給している者

1995年時点で雇用就業しているサンプルのうち、付録2の手順にしたがって96年に引退したとみられる者の比率は、定義別に表3のように推計される。どの定義でも、59歳と60歳で引退率が大幅に上昇する。また、63歳よりは64歳のほうが引退率は高く、65歳を超えると定義1と定義2では引退率が低下する。定義3では、国民年金が支給される65歳以降は就業状況に関係なくほぼ全員が引退したことになってしまう。このため実証分析では定義1と定義2による引退の有無を被説明変数として使用することにする。

2 説明変数

社会保障が引退の意思決定に及ぼす影響をあらわす変数として、オプション・バリューを用いる

表3 引退の定義による引退率の違い

1995年時点の年齢	サンプル数	「引退」したサンプル数			引退率(%)		
		定義1	定義2	定義3	定義1	定義2	定義3
54	94	2	2	2	2.1	2.1	2.1
55	134	2	4	6	1.5	3.0	4.5
56	140	1	2	6	0.7	1.4	4.3
57	203	1	1	7	0.5	0.5	3.4
58	227	4	5	15	1.8	2.2	6.6
59	267	67	74	140	25.1	27.7	52.4
60	272	87	95	196	32.0	34.9	72.1
61	171	22	25	111	12.9	14.6	64.9
62	179	30	32	124	16.8	17.9	69.3
63	157	19	20	104	12.1	12.7	66.2
64	131	16	19	113	12.2	14.5	86.3
65	117	11	13	109	9.4	11.1	93.2
66	95	11	12	92	11.6	12.6	96.8
67	88	6	6	82	6.8	6.8	93.2
68	64	4	5	60	6.3	7.8	93.8
合計	2,339	283	315	1,167	12.1	13.5	49.9

モデルと社会保障資産発生額を用いるモデルの2通りを推定する。さらに、コントロール変数によってそれぞれ3パターンのモデルを推定する。いずれのモデルも共通して社会保障資産額、健康状態ダミー、地域ダミーを説明変数に含めている。健康状態ダミーは、「元気」を基準として、「あまり元気でない」と「病気がち、病気」をそれぞれ示すダミーとなっている¹⁶⁾。地域ダミーは首都圏を基準として、北海道から南九州までの地域をそれぞれ示すダミーとなっている。(2)のモデルはそれらに加えて個人属性として同居配偶者ダミー、同居子ダミー、55歳当時の職種ダミー、55歳当時の勤務先の企業規模ダミーを含んでいる。(3)はさらに標準報酬月額²の2乗項、引退しない場合に得られる賃金収入の2乗項、標準報酬月額と賃金収入のクロス項、夫にあわせて妻が引退しない場合に得られる配偶者の賃金収入の2乗項が説明変数に加わっている。また、オプション・バリューを用いるモデルでは、(3)でオプションが最大になる年齢までの賃金収入の割引現在価値を説明変数に含んでいる。

(1)のモデルでは、引退に及ぼす制度要因の影響力が最大限にとらえられる半面、ここで推定された係数は、制度以外の要因の影響までひろっている可能性がある。一方、(3)のモデルでは年齢などほかの変数によって制度要因の影響力が過小になっている可能性がある。表に集約された推定結果は、制度要因の影響力の上限と下限を示すものと理解される。

3 推計結果

表4は、引退の定義や制度要因の変数、コントロール変数の組み合わせによって合計12通りの推定結果を要約したものである。また表5は、それぞれ(3)に対応するモデルの推計結果をコントロール変数の係数を含めて示している。主な発見をまとめると、以下ようになる。

第1に、いずれのモデルでもオプション・バリューや社会保障資産発生額が大きいことは有意に引退を先送りする方向に影響を与えている。しかしながら、社会保障資産発生額の係数は引退の定

表4 Probit 推計の結果1(要約)

被説明変数：引退定義1						
	(1) 健康, 地域のみ		(2) (1)+個人属性		(3) (1)+個人属性+所得	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
社会保障資産発生額	-0.3285	0.0274	-0.3382	0.0298	-0.3087	0.0381
社会保障資産額	0.0033	0.0034	-0.0020	0.0040	0.0139	0.0056
年齢			0.0074	0.0116	-0.0376	0.0183
対数尤度	-766.140		-739.542		-708.390	
擬似決定係数	0.112		0.143		0.179	
サンプル数	2,339		2,339		2,339	
被説明変数：引退定義2						
	(1) 健康, 地域のみ		(2) (1)+個人属性		(3) (1)+個人属性+所得	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
社会保障資産発生額	-0.3272	0.0272	-0.3305	0.0298	-0.2948	0.0378
社会保障資産額	-0.0019	0.0035	-0.0097	0.0042	0.0045	0.0054
年齢			0.0118	0.0111	-0.0247	0.0169
対数尤度	-829.041		-798.155		-765.365	
擬似決定係数	0.103		0.137		0.172	
サンプル数	2,339		2,339		2,339	
被説明変数：引退定義1						
	(1) 健康, 地域のみ		(2) (1)+個人属性		(3) (1)+個人属性+所得	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
オプション・バリュー	-0.0171	0.0033	-0.0188	0.0048	-0.0323	0.0120
社会保障資産額	0.0161	0.0028	0.0118	0.0042	0.0048	0.0059
年齢			-0.0036	0.0139	0.2040	0.0306
対数尤度	-815.005		-790.207		-659.489	
擬似決定係数	0.055		0.084		0.236	
サンプル数	2,339		2,339		2,339	
被説明変数：引退定義2						
	(1) 健康, 地域のみ		(2) (1)+個人属性		(3) (1)+個人属性+所得	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
オプション・バリュー	-0.0200	0.0034	-0.0211	0.0048	-0.0326	0.0111
社会保障資産額	0.0120	0.0028	0.0056	0.0042	-0.0034	0.0056
年齢			-0.0026	0.0135	0.1432	0.0269
対数尤度	-876.015		-846.785		-736.001	
擬似決定係数	0.052		0.084		0.204	
サンプル数	2,339		2,339		2,339	

注) 被説明変数は、引退=1, 非引退=0とするダミー変数。

標準誤差はいずれも分散の不均一性を考慮した推定値。

イタリックの係数は、5%有意水準を満たさないことを示している。

表5 Probit 推計の結果2

説明変数	引退定義1		引退定義2		引退定義1		引退定義2	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
社会保障資産発生額 オプション・バリュー	-0.3087	0.0381	-0.2948	0.0378	-0.0323	0.0120	-0.0326	0.0111
社会保障資産発生額	0.0139	0.0056	0.0045	0.0054	0.0048	0.0059	-0.0034	0.0056
年齢	-0.0376	0.0183	-0.0247	0.0169	0.2040	0.0306	0.1432	0.0269
同居配偶者あり	-0.1545	0.1291	-0.0028	0.1264	0.0586	0.1322	0.1970	0.1280
同居子あり	-0.0322	0.0762	-0.0004	0.0735	-0.0276	0.0791	-0.0013	0.0750
55歳当時の職種(基準:事務職)								
専門・技術職	-0.0563	0.1728	0.0963	0.1677	-0.0347	0.1743	0.1614	0.1703
管理職	0.3253	0.1528	0.3487	0.1512	0.4282	0.1560	0.4411	0.1517
販売関係	-0.1107	0.1943	-0.0659	0.1883	-0.0805	0.1993	-0.0500	0.1895
サービス関係	-0.3509	0.2819	-0.3645	0.2800	-0.3084	0.2881	-0.3099	0.2808
保安関係	-0.1857	0.2518	-0.0476	0.2369	-0.1051	0.2561	0.0642	0.2438
農林漁業関係	-0.2264	0.3633	-0.2874	0.3611	-0.2484	0.3604	-0.3123	0.3593
運輸・通信関係	0.0725	0.1618	0.0886	0.1581	0.1757	0.1708	0.1480	0.1626
製造関係, 労務作業	0.0392	0.1361	0.1105	0.1322	0.1654	0.1416	0.2136	0.1345
建設作業関係	-0.0948	0.1806	-0.0977	0.1754	-0.1296	0.1882	-0.1243	0.1787
55歳当時の企業規模(基準:30人未満)								
30-99人	-0.0575	0.1199	0.0115	0.1141	0.0074	0.1241	0.0765	0.1159
100-299人	0.4588	0.1262	0.5587	0.1226	0.5910	0.1442	0.6800	0.1343
300-999人	0.3996	0.1411	0.5496	0.1370	0.5918	0.1568	0.7023	0.1473
1000人以上	0.5139	0.1114	0.5237	0.1086	0.6137	0.1181	0.6079	0.1126
所得								
平均標準報酬(2乗)	-1.2146	0.4104	-1.5461	0.4483	-1.4899	0.5674	-1.8794	0.5734
期待賃金収入(2乗)	-1.4983	0.5089	-1.8882	0.5521	-2.0752	0.7145	-2.5137	0.7181
標準報酬×期待賃金	2.6715	0.9131	3.3945	0.9944	3.3211	1.2628	4.2059	1.2799
配偶者の期待賃金収入(2乗)	0.0176	0.0078	0.0165	0.0078	0.0621	0.0248	0.0596	0.0235
ピーク時までの賃金収入総額					0.2185	0.0247	0.1632	0.0192
健康状態(基準:元気)								
あまり元気でない	0.3242	0.0955	0.3024	0.0930	0.3506	0.0995	0.3135	0.0943
病がち・病気	1.1241	0.1622	1.0847	0.1608	1.1406	0.1588	1.0827	0.1570
地域(基準:首都圏)								
北海道&東北	-0.1225	0.1425	-0.1103	0.1371	0.0062	0.1451	-0.0249	0.1375
首都圏を除く関東	0.0814	0.1426	0.0543	0.1385	0.1051	0.1503	0.0849	0.1440
北陸	-0.2145	0.1899	-0.2334	0.1856	-0.1805	0.1968	-0.2113	0.1867
東海	0.0562	0.1335	0.0762	0.1280	0.1029	0.1361	0.1047	0.1290
京都・大阪・兵庫	0.0970	0.1192	0.0656	0.1166	0.1157	0.1216	0.0806	0.1180
上記を除く近畿	-0.2558	0.2784	-0.2112	0.2517	-0.2611	0.2883	-0.2246	0.2534
中国&四国	0.1143	0.1378	0.1225	0.1325	0.1912	0.1403	0.1741	0.1334
北九州	0.0312	0.1566	0.0187	0.1516	0.1630	0.1633	0.1005	0.1555
南九州	-0.0022	0.2084	0.0166	0.1959	0.2138	0.2164	0.1538	0.1993
定数項	0.4779	1.0752	-0.1361	1.0059	-16.1404	1.9940	-11.6686	1.7698
対数尤度	-708.39		-765.365		-659.489		-736.001	
擬似決定係数	0.179		0.172		0.236		0.204	
サンプル数	2,339		2,339		2,339		2,339	

注) 被説明変数は、引退=1, 非引退=0とするダミー変数。

標準誤差はいずれも分散の不均一性を考慮した推定値。

イタリックの係数は、5%有意水準を満たさないことを示している。

義や説明変数の選択にかかわらず安定的であるのに対し、オプション・バリューの係数は説明変数の選択によってかなり変動する。また、社会保障資産額はモデルにより有意でない場合がある。係数が有意に推定されたケースでは、符号はおおむねプラスであり、社会保障資産の水準が高いと引退を促進する効果がある。

第2に、年齢もモデルにより有意でない場合がある。係数が有意に推定されたケースでは、符号はおおむねプラスで、年齢が高くなるほど引退する傾向にあることを示している。

第3に、標準報酬月額²の2乗項や、引退しない場合に得られる賃金収入の2乗項は有意にマイナスであり、高賃金は引退を先送りする方向に影響している。一方、配偶者の賃金収入は有意にプラスで、妻の高賃金は夫の引退を促進する効果をもっている。

第4に、55歳当時の属性では、職種のなかでは管理職だけが有意に引退しやすい傾向を示している。企業規模の影響では、小企業と比較して100人以上の企業に勤めていた者の引退確率が有意に高い。ただし中企業と大企業の比較ではモデルによってばらつきがあり、一定の傾向は読み取れない。

第5に、健康状態は引退の意思決定にきわめて大きな影響を及ぼしている。モデルの定式化によるが、「あまり元気でない」場合には5~10%程度、「病気がち・病気」の場合には30%程度、それぞれ引退確率は高まる。

4. シミュレーション

VIでは課税・補助金効果を計測して各種社会保障プログラムが引退行動に及ぼす影響を検討したが、本節ではProbit推計の結果を利用して各種

制度が引退確率に及ぼす影響を把握する。具体的には、(1)在職中の年金減額が一切なかった場合、(2)引退前に失業給付が一切支給されなかった場合、(3)高年齢者雇用継続給付がなかった場合という架空の3ケースについて反歴史的シミュレーションを行い、1996年の引退者比率がどう変わるかをみる(表6)。

まず、(1)は就業状況にかかわらず100%の年金給付がされることを意味するが、その場合に引退確率は60歳で7.1%ポイント、64歳で4.6%ポイント低下する。すなわち、この差が現行の在職老齢年金制度の就業抑制効果に相当すると理解される。つぎに失業給付が一切ない場合には、60~63歳までの引退確率の低下幅は1.5%ポイント前後と小さいが、64歳ではじつに18.1%ポイント低下する。このように失業給付制度は64歳で引退する方向に強いインセンティブを与えている。最後に、高年齢者雇用継続給付が導入されなかった場合、60歳の引退確率は3.9%ポイント上昇する。雇用継続給付の対象となるのは1995年4月1日に60歳未満の人であるから、調査時点(1996年10月)で61歳以上の人の引退確率には変化がない。

60歳代前半層の就業に及ぼす各制度のインパクトを比較すると、改正後でも在職老齢年金は最も大きい就業抑制効果をもっている。しかしながら、高年齢者雇用継続給付は60歳における在職老齢年金の就業抑制効果を半分以上相殺しており、今後、制度の適用が進むにつれて高齢者雇用を促進する重要な役割を果たすこととなろう。

VI ま と め

本論文ではライフサイクル的観点から引退行動

表6 シミュレーション結果

年齢	60	61	62	63	64
在職老齢年金による減額を一切なくした場合	-0.071	-0.067	-0.052	-0.042	-0.046
失業給付を一切なくした場合	-0.016	-0.017	-0.015	-0.014	-0.181
雇用継続給付がなかった場合	0.039	0.000	0.000	0.000	0.000

注) 数値は、引退確率の変化幅を示している。

を分析するために、オプション・バリュー・モデルの枠組みを用い、1996年『高年齢者就業実態調査』（労働省）の個票をもとに、個々人について年金だけでなく雇用保険からの給付を含めた社会保障資産やオプション・バリューを推計した。その結果、つぎの3点が明らかになった。

- ・社会保障資産は厚生年金の支給開始年齢である60歳でピーク(3,847万円)に達し、それ以降、65歳まで急速に減少する。これは清家(1991)、小塩(1997)らの先行研究と整合的である。
- ・社会保障資産発生額の賃金比でとらえると、社会保障制度は59歳までの就業に対して20~30%の賃金補助金を与える半面、60歳以降の就業には一転して40%を超える課税効果をもっている。しかも60歳到達時点の賃金水準にリンクした失業給付が65歳以降は支給されなくなるため、引退を64歳から65歳に1年先送りすると限界税率は100%を超える。
- ・引退のオプション・バリューは年齢とともに減少し、就業するインセンティブは年齢が上がるほど低下することを意味している。

また、これらを説明変数として引退確率を推定した結果、有意な関係があることを確認した。政策シミュレーションからは、つぎの3点が明らかになった。

- ・在職老齢年金は60歳代前半層の引退確率を4~7%ポイント引き上げている。
- ・失業給付は65歳以降の就業に強いディスインセンティブを与えている。
- ・高年齢者雇用継続給付は在職老齢年金の就業抑制効果を半分以上相殺しており、今後、制度の普及によって60歳代前半層の就業が進む可能性がある。

したがって今後、厚生年金の満額支給開始年齢の引き上げに向けて60歳代前半層の就業を促進する上では、在職老齢年金の実質的な給付率を引き上げる政策(=就業抑制効果を緩和する政策)や、高年齢者雇用継続給付の普及が効果的と思われる。ただし、これはあくまでも供給面のインプ

リケーションであり、これらの政策がとられてもそれに見合った雇用需要が生まれない場合には、高齢労働者の賃金低下、失業の深刻化につながる可能性もある。とくに高年齢者雇用継続給付は、高齢者を雇用する企業に対する補助金と化す可能性があり、そのコストは他の企業や被保険者、国によって負担されることから、労働市場にdistortionを生んでいないか注意深く観察する必要がある¹⁷⁾。さらには今後、高学歴の高齢労働者が増加するとみられるなかで、彼(彼女)らの質に見合った賃金が支払われるような制度設計を進めていくことが重要と考えられる。

付 記

本論文は八代尚宏上智大学教授との共同研究の一部である。研究の機会と貴重なコメントをいただいた八代教授に感謝申し上げる。本論文で使用した『高年齢者就業実態調査』の調査票は労働大臣官房政策調査部長より目的外使用の承認を得ている(1998年9月30日、政調収第156号)。なお、調査票の個票にもとづく計算はすべて大石が行った。本論文は著者らの個人的見解を示したものであり、所属機関の見解を示したものではない。

付録1：賃金関数の推定結果

推定の対象としたのは55歳当時雇用者で現在就業中のサンプルである。55歳当時非雇用者で現在就業中の者については、55~69歳の期間の就労所得は現在の仕事収入と同じ(横ばい)と仮定した。賃金収入は就業者サンプルでなければ得られないので、サンプル・セレクション・バイアスを修正するためにまず、賃金関数のすべての説明変数を含む誘導型の就業決定関数を推定し、そこから得られたラムダ変数(inverse Mills ratio)を賃金関数の説明変数に含めて推定した。2段階目の賃金関数の推定結果は表の通りである。

付録2：引退時期の判断

まず、調査時点(1996年)で就業している者は

付録1 賃金関数の推定結果

		男性		女性	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	56	-0.020	0.025	0.056	0.050
	57	-0.074	0.027	0.150	0.056
	58	-0.087	0.028	0.126	0.060
	59	-0.099	0.029	0.016	0.059
	60	-0.160	0.037	0.073	0.075
	61	-0.290	0.043	-0.099	0.072
	62	-0.400	0.045	0.059	0.088
	63	-0.457	0.050	0.060	0.084
	64	-0.470	0.048	0.007	0.106
	65	-0.551	0.061	0.019	0.100
	66	-0.579	0.061	0.142	0.123
	67	-0.524	0.070	0.053	0.136
68	-0.597	0.073	-0.185	0.149	
69	-0.675	0.086	-0.075	0.177	
定年経験	定年経験あり	-0.183	0.035	-0.291	0.091
	定年経験×60～64歳	-0.214	0.050	0.240	0.119
	定年経験×65～69歳	-0.230	0.066	0.113	0.141
55歳当時の職種 (基準：事務職)	専門・技術職	0.151	0.043	0.138	0.076
	管理職	0.304	0.037	0.405	0.091
	販売関係	-0.061	0.044	-0.297	0.050
	サービス関係	-0.163	0.057	-0.383	0.051
	保安関係	-0.182	0.068	-0.261	0.317
	農林漁業関係	-0.171	0.063	-0.581	0.099
	運輸・通信関係	-0.229	0.041	-0.304	0.154
	製造関係、労務作業 建設作業関係	-0.194	0.036	-0.491	0.043
55歳当時の企業規模 (基準：30人未満)	30-99人	0.069	0.026	0.112	0.040
	100-299人	0.082	0.031	0.245	0.043
	300-999人	0.054	0.036	0.101	0.060
	1000人以上	0.181	0.028	0.146	0.053
	官公庁	0.018	0.036	0.098	0.085
地域 (基準：首都圏)	北海道	-0.180	0.043	-0.035	0.081
	東北	-0.404	0.034	-0.070	0.055
	首都圏を除く関東	-0.190	0.035	-0.060	0.054
	北陸	-0.268	0.045	0.017	0.076
	東海	-0.151	0.031	0.029	0.046
	京都・大阪・兵庫	-0.039	0.028	-0.018	0.054
	上記を除く近畿	-0.225	0.066	-0.076	0.091
	中国	-0.300	0.043	-0.053	0.061
	四国	-0.443	0.061	-0.093	0.082
	北九州 南九州	-0.313 -0.473	0.038 0.047	0.001 -0.085	0.059 0.085
定数項		3.809	0.040	2.765	0.056
ラムダ変数		-0.319	0.026	-0.402	0.080
Log likelihood		-7,269		-4,144	
サンプル数		5,024		2,377	

注) 被説明変数は賃金月額対数の対数である。

昨年(1995年)も就業していたとみなす。つぎに1996年時点で不就業の者については、『実態調査』から得られる55歳以降の就業経歴をもとに、引退時期を以下のようにして推測する。

- ・定年を経験し、再雇用や勤務延長した後、55歳当時の会社を退職後は勤務経験なし

引退年齢 = (定年年齢 + 勤務延長年齢 + 現在年齢) ÷ 2

- ・定年を経験し、再雇用や勤務延長なし、55歳当時の会社を退職後は勤務経験なし

引退年齢 = 定年年齢

- ・定年を経験し、再雇用や勤務延長なし、55歳当時の会社を退職後に別会社に勤務したが現在は勤務していない

引退年齢 = (定年年齢 + 現在の年齢) ÷ 2

- ・定年経験なし、定年前に退職した後、55歳当時の会社を退職後は勤務経験なし

引退年齢 = 退職年齢

このようにして推測された引退年齢から、1995年当時の就業状況を判断した。

注

- 1) 八代・二上(1996)。
- 2) 詳細なサーベイとして Lazear (1986), Lumsdaine and Mitchell (1999)。
- 3) 英語の social security は公的年金に相当するが、本論文で「社会保障給付」、「社会保障資産」と名づけているのは、公的年金だけでなく失業給付など雇用保険からの給付を考慮しているためである。
- 4) ただし小塩(1997)は公的年金資産だけを対象とした「年金資産発生額」となっている。
- 5) 『実態調査』の問題点は、調査前月(9月)の仕事収入をたずねているだけで、ボーナスが把握できないことである。高齢雇用者は、在職高齢年金の減額を避けるために毎月の給与を低く抑える代わりにボーナスを高くするといった操作が多くこの事業所で行われていると一般にはいわれている。そうした操作が広範に行われているとしたら、ここでの賃金収入は実際よりも低くなっている可能性がある。
- 6) ここでの年齢各歳ダミーの係数には、年齢効果とコーホート効果が含まれていると考えられるが、残念ながら1年次のデータしか利用可能でなかったため、両者を識別していない。
- 7) 対象を製造業に限定したのは、『賃金センサス』で長期的に時系列分析可能なデータを収録

しているのは製造業だからである(鈴木(1995)参照)。また、『実態調査』では現在就業中の者の所属産業はわかるが、55歳当時の所属産業は不明ということもある。したがって、ここでは産業間で賃金上昇率は同じと仮定していることになる。また、企業規模も不変と仮定している。

- 8) したがって、同居配偶者なしのサンプルはすべて未婚者と仮定していることになる。実際の年金額を当てはめている65歳以上の、とくに女性には遺族年金を受給している人も存在すると思われるが、『実態調査』では死別・離別を含んだ配偶関係や死亡時期が特定できないため、識別することができない。
- 9) 55歳当時公務員で現在も公務員の者については、雇用保険給付はなしとする。また、55歳当時公務員で現在は民間部門の就業者である者については、56歳から雇用保険に加入したと仮定して被保険者期間に応じた日数分の給付を受けると考える。
- 10) ただし厚生年金、雇用保険とも事業主負担は考慮していない。
- 11) 第3号被保険者(サラリーマンの妻)で夫が60歳以前に引退した場合には、妻は国民年金の保険料を60歳になるまで納めなくてはならない。
- 12) 55歳以前の保険料を考慮しても、オプション・バリューや社会保障資産発生額の大きさは影響を受けない。
- 13) ここでは暗黙裡に共働きの場合でも夫婦は協調して引退すると仮定している。共働き夫婦の引退決定については Hurd (1990), 中馬(1991) といった研究があるが、本論文では踏み込まない。
- 14) ただし高齢者雇用継続給付を組み込む(4)や(6)のようなパターンでも、現実と同じく制度導入時(1995年)に60歳に達している人には不適用と仮定して計算している。(1)~(6)の各パターンのウェイトは、それぞれ男性(1)31.7%、(2)41.1%、(3)10.6%、(4)1.2%、(5)13.7%、(6)1.6%、女性(1)42.2%、(2)36.4%、(3)10.8%、(4)0.6%、(5)9.3%、(6)0.6%である。
- 15) 高山ほか(1990)の試算では、1984年当時で55~59歳階層の場合、割引率をベースアップ率(1984年で3~4%程度)に等しいと想定すれば年金資産は3,632万円となっている。一方、清家(1991)では、1981年当時で60歳の場合、割引率6%で年金資産は2,503万円である。
- 16) したがって、1995年時点の健康状態が現在(1996年)と同じと仮定していることになる。
- 17) Oishi (1994), 八代・二上(1996)。

参考文献

Coile, C. and J. Gruber (1999) "Social Security

- and Retirement,” mimeo.
- Heckman, J. (1979) “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, 47: 1, January, pp. 153-62.
- Hurd, Michael (1990) “The Joint Retirement Decision of Husbands and Wives,” in D. A. Wise ed., *Issues in the Economics of Aging*, University of Chicago Press, pp. 231-258.
- Lazear, E. (1986) “Retirement from the Labor Force,” in O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, pp. 305-386.
- Lumsdaine, R. L. and D. A. Wise (1994) “Aging and Labor Force Participation: A Review of Trends and Explanations,” in Y. Noguchi and D. A. Wise eds., *Aging in the United States and Japan*, University of Chicago Press, pp. 7-42.
- Lumsdaine, R. L. and O. S. Mitchell (1999) “New Developments in the Economic Analysis of Retirement,” in O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, pp. 3261-3307.
- Oishi, A. (1994) “The Growing Supply of Aged Labor in Japan,” *JCER REPORT*, Vol. 6, No. 3.
- Oshio, Oishi and Yashiro (2000) “Public Assistance, Pensions and Retirement in Japan: An Evaluation Using Micro-Data,” mimeo.
- Stock, J. H. and D. A. Wise (1990) “Pensions, The Option Value of Work and Retirement,” *Econometrica*, Vol. 58, No. 5, pp. 1151-1180.
- 中馬宏之 (1991) 「共働き世帯の Joint Retirement Decision」『日本労働協会雑誌』第 33 巻, pp. 11-25。
- 小塩隆士 (1997) 「年金・雇用保険制度改革と年金資産」『季刊社会保障研究』Vol. 33, No. 3, pp. 286-297。
- 清家 篤 (1991) 「生涯年金資産と就業行動」『経済研究』第 42 巻 1 号。
- (1993) 『高齢化社会の労働市場』東洋経済新報社。
- 鈴木不二一 (1995) 「賃金構造基本統計調査」『日本労働研究雑誌』No. 419, pp. 30-31.
- 高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・関口昌彦・澁谷時幸・上野 大・久保克行 (1990) 「人的資産の推計と公的年金の再分配効果」, 経済企画庁『経済分析』第 118 号。
- 八代尚宏・二上香織 (1996) 「雇用保険制度改革と高齢者就業」『日本経済研究』No. 33.
- (おおいし・あきこ 国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部第 2 室長)
(おしお・たかし 東京学芸大学助教授)

所得の不平等化要因と所得分配政策の課題

金子能宏

I はじめに

平成11年の年金改革では、給付と負担の世代間の公平性の観点から保険料率の引上げを緩和する一方で、給付の適正化を図ることとなり、さらに、確定拠出型企業年金制度案が厚生・労働・大蔵・通産四省合同で提出された。また、老人保健制度においても医療サービスを受ける際の自己負担額を引上げて支出を抑制して、拠出金制度を通じてその財源を支えている健康保険組合等の負担を軽減することが図られている。しかし、社会保障の目的には、極端な所得分布の不平等を是正して、貧しい人々に対する最低生活の保障を行うことが含まれる。所得分配の不平等を是正する所得再分配政策には、累進税率を持つ所得税制、引退した人の所得保障をする年金給付の定額部分（例えば基礎年金）、所得最低限を設けて免除を認める社会保険料負担、及び一般財源が賄う公的扶助制度等がある。

確かに、消費税導入に当たっては、消費税の逆進性を憂慮した財政学者らによって、ある目標水準の税収を確保しながら所得分布の公平性を配慮した所得税率を推計する最適所得税のシミュレーション分析が行われた。また、最近の所得分布と消費分布の不平等化傾向は、『家計調査年報』、『就業構造基本調査』、『国民生活基礎調査』に基づく所得のジニ係数の時系列データと、『全国消費実態調査』に基づく消費のジニ係数の時系列データを比較した大竹（1997）、大石（1999）らの研究によって明らかにされている。そして、大竹・

斎藤（1998）は、最近の消費分布の不平等化は、コホート別にみた高齢化による消費の不平等化と、前の世代の不平等が遺産などにより次世代に引き継がれてしまうコホート効果とが相まって拡大しつつあることを、『全国消費実態調査』に基づいて検証した。さらに、所得の不平等化もコホート別にみた高齢化効果とコホート効果とが相まって拡大していることが、1981年と1993年の『所得再分配調査』を用いた大竹・斎藤（1999）、及び平成1年から平成7年の『国民生活基礎調査』を用いた岩本（1999）によって検証されている。

高齢化が所得分布や消費分布に対して高齢化効果やコホート効果を通じてどのコホートの人々にも不平等化をもたらす可能性があるとしても、不平等化をある一定水準以下に収めることが望ましいと判断される場合には、所得や消費の分布を何らかの再分配政策を用いて是正することが求められるだろう。この問題について、「平成11年版厚生白書」は、『所得再分配調査』を用いて所得再分配前の所得（当初所得）、課税後の所得、社会保障を通じた再分配後の所得それぞれのジニ係数を比較して（表1）、再分配後のジニ係数が最も低いことから社会保障が所得再分配効果をもっていることを指摘している。実際、「平成11年版厚生白書」は、社会保障による再分配効果を具体的に見るために、低所得の世帯ほど受給/当初所得が拠出/当初所得を上回ることを示しているが（同白書、p.52、図2-2-3）しかし、社会保障給付の財源には国庫負担などがあり課税による影響が完全に分離されるわけではない。また、租税と社会保険料が掛けられる対象は主として雇用所得

表1 所得再分配効果(ジニ係数)

	当初所得	再分配所得		税による再分配所得		社会保障による再分配所得	
	ジニ係数	ジニ係数	改善度	ジニ係数	改善度	ジニ係数	改善度
1981(昭和56)年	0.3491	0.3143	10.0%	0.3301	5.4%	0.3317	5.0%
1984(昭和59)年	0.3975	0.3426	13.8%	0.3824	3.8%	0.3584	9.8%
1987(昭和62)年	0.4049	0.3382	16.5%	0.3879	4.2%	0.3564	12.0%
1990(平成2)年	0.4334	0.3643	15.9%	0.4207	2.9%	0.3791	12.5%
1993(平成5)年	0.4394	0.3645	17.0%	0.4255	3.2%	0.3812	13.2%
1996(平成8)年	0.4412	0.3606	18.3%	0.4338	1.7%	0.3721	15.7%

- 注) 1. 当初所得=雇用者所得+事業所得+農耕所得+財産所得+家内労働所得+雑収入
+私的給付(仕送り, 企業年金, 退職金, 生命保険金額)
2. 再分配所得=当初所得-税-社会保険料+社会保障給付金+医療費
3. 税による所得再分配=当初所得-税
4. 社会保障による所得再分配=当初所得-社会保険料+社会保障給付金+医療費
5. 改善度(%)=(当初所得のジニ係数-再分配所得のジニ係数)/当初所得のジニ係数×100
6. 税金: 直接税のうち所得税, 個人住民税, 固定資産税(事業用のものを除く)及び自動車税・軽自動車税(事業用のものを除く)。
7. 社会保険料: 被用者保険, 国民健康保険及び国民年金(拠出制)の各制度の保険料。
8. 社会保障給付金: 各社会保障制度からの年金やその他現金の形態で行われる給付。
9. 医療費: 現物給付される医療を金額換算したもの。

資料) 厚生省大臣官房政策課調査室「平成8年所得再分配調査」。

と事業所得であるのに対して, 給付は移転所得, すなわち『所得再分配調査』で「その他の所得」と呼ばれる所得であることに留意すれば, 再分配効果を見るためにはこうした世帯や個人の所得の構成要素の相互関係にも留意しなければならない。

本稿の目的は, 高齢化に伴う所得の不平等化に対してこれを是正することのできる所得再分配政策のあり方を, 所得の構成要素の相互関係に留意しながら年金改革, 医療保険改革及び租税政策と関係づけて検討することである。まず, 1981年と1993年の『所得再分配調査』世帯票と1993年の『所得再分配調査』個人票を用いて所得分布の不平等化要因を所得再分配政策の対象となる所得の構成要素ごとに分解する。次に, 要因分解された所得構成要素が1981年と1993年の間にどのように変化したのかを計測し, これと年金改革や税制改革の動向と比較することにより, これらが所得分布の不平等化に対して及ぼした影響を考察する。最後に, こうした所得分布に関する分析に基づいて, 所得分配政策の課題について考察する。

II 所得分布の不平等化と所得の構成要因

所得の不平等化要因を明らかにする基準には, 世帯主や個人の cohort 別・年齢別に分けることのみならず, その要因を所得源泉別に分けたり世帯主の就業形態(世帯業態)別に分けることなどがある(高山(1980))。最近の研究が所得の不平等化要因を cohort 効果と高齢化効果に分解する手法を用いていることは, 前節で述べた通りである。しかし, 所得再分配政策を年金改革と関係づけて考察するためには, 世帯所得を所得源泉別・就業形態別に分けることや再分配前の所得(当初所得)と再分配後の所得(公的再分配所得)を比較することも重要であると考えられる。

平成11年度年金制度改正では, 世代間の公平性を考慮した二つの方針と老後の所得保障を確保するための方針が反映されている。最初の二つの方針は, (1) 将来世代の負担を過重なものとしないうこと, (2) 将来の保険料を負担可能な範囲に押さえ, その範囲内に収まるようにこれからの給付総額の伸びを調整することである。三つ目の

方針は、(3)給付は時間を十分かけて徐々にスリム化するが、将来にわたって確実な年金を約束すること、である。こうした方針に基づく平成11年度年金制度改正案では、(1)に対応して、厚生年金については平成15(2003)年から月給とボーナス両方に同一の保険料率を適用する代わりに、ベビー・ブーマーの世代(団塊の世代)が引退した後に保険料が最も高くなる時期において保険料が30%未満になるような引上げスケジュールが採用された。すなわち、厚生年金の保険料率は、平成12年は現行水準のままとし(標準報酬に対して17.5%)、総報酬から保険料を取り始める平成15年に13.58%(労使折半)となり、平成17(2005)年から順次引上げ、平成37(2025)年に27.6%(労使折半)となる(給付の1/3に対する国庫負担のもとでの保険料率)¹⁾。国民年金の保険料も、平成17(2005)年から順次引上げ、平成37(2025)年には保険料を月額24,800円(国庫負担割合1/3の場合)とすることが提案された。

また、(2)の考え方を実現するために、厚生年金については報酬比例部分の給付水準を現行水準と比べて5%引下げ、基礎年金と厚生年金の支給額についても、65歳以降は賃金スライド等を行わず、物価スライドのみとすることとなった。ただし、雇用者と自営業者に共通する基礎年金は現行どおりの水準を維持し、報酬比例部分を合わせた厚生年金額は現役世代の手取り年収のおおむね6割となる給付水準を将来にわたって確保することとなった。さらに、(3)の方針に従って、老齢厚生年金(報酬比例部分)の支給開始年齢を、男子については平成25(2013)年度から平成37(2025)年度にかけて65歳に段階的に引き上げ、女子については、5年遅れて同様の引上げ措置を実施することとなった(ただし、新たな減額率に基づく60歳からの繰上げ年金制度を導入する)。

このように、平成11年度年金制度改正では、年金制度が世代間の公平性とセイフティー・ネットとしての役割を同時に満たすように改正項目が組み合わされて提示されている²⁾。しかし、所得再分配政策と年金改革を関係づけてみた場合には、高齢化が進み将来の受給者数の増加と年金給付額

の増加から不可避免的に保険料率を引上げなければならない事実留意する必要があるだろう。なぜならば、国民負担の構成要素である税負担と社会保険負担を比べると、厚生年金の保険料は標準報酬または総報酬に比例するものであり、各種の所得控除や税額控除を持ち累進税制を採る個人所得税と比べて逆進的な側面があるからである。このような側面を考慮することなく保険料率を引上げていくことは、雇用所得の動向が所得分布全体に大きな影響を及ぼす場合には、所得再分配政策に対してこれを相殺するような影響を及ぼすかもしれないからである。

次に、こうした保険料負担の対象となる所得源泉に注目して所得分布の動向を概観する。

1 世帯主の就業状況別に見た所得分布の動向

生産年齢人口に占める雇用者の増加と自営業世帯と専業・兼業農家の高齢化は、所得の源泉別の分布に影響を及ぼす。年齢階層計の所得源泉別の平均所得と全所得額に占める各所得額の比率をまとめたものが表2(名目額)である。名目額で見ると、1981年から1993年にかけて平均雇用者所得と平均事業所得が大幅に増加したのに対して、農耕・畜産所得は減少した。財産所得については、これを得た者の人数(サンプル数)は増加したにも拘わらず、1991年以降の景気後退を反映して平均財産所得は低下している。その結果、所得再分配が行われる前の所得、当初所得(=雇用者所得+事業所得+農耕畜産所得+財産所得+その他の所得)に占める雇用者所得の割合が顕著に増加している。

世帯所得の動向を夫婦の所得の動向に注目して考察すると、このような雇用者所得が当初所得に占める割合の増加は、世帯の雇用者所得の分布の不平等化を通じて世帯所得全体の不平等化をもたらす可能性を指摘することができる。

夫婦が満足できる消費生活は共同決定されるので、夫婦の所得を男女別に分解すると、夫の所得が低い場合にはこれを補うための妻の所得が増加し、夫の所得が高い場合にはこれを補って働く妻の就業率が下がるので妻の平均稼得所得が低下す

表2 所得源泉別に見た平均所得額

1981年				
平均金額(千円)	サンプル数	平均所得額	Std Dev	当初所得に占める比率
当初所得	7035	3938.68	3036.79	
雇用者所得	6017	3228.45	2394.82	0.6831984
事業所得	1179	3292.91	3493.54	0.1446753
農耕・畜産所得	995	1649.47	1333.98	0.0796591
財産所得	852	2474.54	4141.88	0.0366670
その他の収入	520	1252.27	1232.82	0.0558003
1993年				
当初所得	7776	6609.37	5555.11	
雇用者所得	7025	6307.59	4895.62	0.8399045
事業所得	1088	4069.73	4877.82	0.0929279
農耕・畜産所得	624	1123.71	1578.89	0.0227656
財産所得	963	1878.82	3480.09	0.0067667
その他の収入	178	816.10	823.09	0.0376352

筆者推計) 昭和56年, 平成5年「所得再分配調査」より作成。

る。その結果, 夫婦の世帯所得を男女別に分解すると, 妻の所得分布が夫の所得分布の広がり小さくするように作用することが, アメリカの実証研究によって知られている。

夫婦の世帯所得の分散, 夫の所得の分散, 妻の所得の分散, 及び夫と妻の所得の共分散をそれぞれ σ_T , σ_H , σ_W , σ_{HW} とすると,

$$\sigma_T = \sigma_H + \sigma_W + 2\sigma_{HW} \quad (1)$$

が成り立つ。所得分布の比較を行うため所得水準の影響を除くように変動係数を用いて(1)を改めると,

$$C_T = C_H + C_W + 2\rho C_H C_W a_H a_W \quad (2)$$

が得られる。ここで, C_T , C_H , C_W は夫婦の世帯所得, 夫の所得, 妻の所得それぞれの変動係数であり, a_H , a_W はそれぞれ夫婦の平均所得に対する夫の平均所得の比率と妻の平均所得の比率であり, ρ は夫の所得と妻の所得の相関係数である。したがって, 夫の所得の変動を補うように妻が就業選択し就業した場合には労働時間調整を通じて所得を変化させるならば, (2)の相関係数がマイナスになり夫の所得の変動係数が相殺されるので, 夫婦世帯所得の変動係数はそれよりも小さい値をとることになる。

そこで, 平成5(1993)年『所得再分配調査』世帯票のうち夫婦世帯のデータを用いて, 夫婦の

所得と夫の所得妻の所得, 夫と妻の所得の間の相関係数などを世帯主の就業形態別・年齢階級別に計測したのが, 表3, 表4である。

世帯主が男性であり自営業を営んでいる世帯(表3)では, 変動係数で見た妻の所得分布(3の変動係数)が夫の所得分布の広がり(2の変動係数)を相殺して世帯所得分布の広がり(世帯所得の変動係数)を小さくしていることが分かる。これは夫と妻の所得の相関係数(ρ)の符号がマイナスであることから分かるように, 自営業世帯の場合には, 25歳未満の年齢階層を除いて全ての年齢階層で夫の所得と妻の所得が負の相関を示しているからである。これに対して, 子どもを持たない夫婦共稼ぎ世帯の割合と育児に専念するために専業主婦をしている妻の割合が高い年齢層, 20歳以上45歳未満の年齢階層の雇用者世帯では, 夫の所得と妻の所得が正の相関を示している(表4, 相関係数の符号がプラス)。その結果, これらの年齢層の雇用者世帯では, 夫の所得分布の広がり妻の所得変動によっては相殺されず世帯所得の分布の広がりより大きくなっている。しかし, 雇用者世帯でも, 子育てを終えて妻が夫の所得を補うためにパートタイム労働や正規労働に再び就く割合が高くなる45歳以上では, 妻の所得変動が夫の所得変動を相殺する影響が見られ(表3,

表3 世帯所得分布(世帯主男子)と妻の所得分布の相互関係, 自営業世帯, 1993年

年齢階級	サンプル数	1世帯所得	2夫の所得	3妻の所得	2の変動係数	3の変動係数	妻の所得比率	相関係数	4世帯所得の変動係数	4の低下率
20	7	338,429	302,714	35,714	26,986	264,575	0.10553	0.52513	39,820	0.47554
25	18	507,278	444,889	62,389	69,453	181,630	0.12299	-0.13589	68,265	-0.01710
30	35	530,486	425,200	105,286	115,928	172,778	0.19847	-0.24778	104,240	-0.10082
35	72	440,889	343,500	97,389	100,954	202,116	0.22089	-0.37926	96,662	-0.04252
40	158	553,304	449,475	103,829	79,214	128,796	0.18765	-0.21186	72,391	-0.08614
45	199	652,985	505,141	147,844	89,657	127,891	0.22641	-0.13062	79,464	-0.11369
50	210	645,652	493,110	152,543	99,243	133,146	0.23626	-0.55898	86,746	-0.12593
55	221	563,240	451,516	111,724	108,793	130,188	0.19836	-0.28585	94,970	-0.12705
60	199	483,025	365,930	117,095	133,757	228,910	0.24242	-0.36390	123,333	-0.07793
65	143	476,881	388,832	88,049	161,214	201,310	0.18464	-0.27434	142,406	-0.11667
70	205	250,688	209,010	41,678	174,685	389,520	0.16625	-0.37189	168,913	-0.03304

筆者推計) 平成5年「所得再分配調査」より作成。

表4 世帯所得分布(世帯主男子)と妻の所得分布の相互関係, 雇用者世帯, 1993年

年齢階級	サンプル数	1世帯所得	2夫の所得	3妻の所得	2の変動係数	3の変動係数	妻の所得比率	相関係数	4世帯所得の変動係数	4の低下率
20	40	340,625	290,300	49,825	49,787	205,849	0.14628	0.02952	56,013	0.12505
25	223	454,148	365,933	88,215	33,438	139,649	0.19424	0.04704	41,279	0.23449
30	480	544,854	456,185	88,669	40,652	157,959	0.16274	0.03853	45,927	0.12974
35	587	639,116	558,859	80,257	59,308	185,142	0.12558	0.02396	60,246	0.01582
40	727	713,021	618,428	94,593	42,275	176,940	0.13266	0.08986	46,698	0.10463
45	739	801,227	679,970	121,257	63,499	142,017	0.15134	-0.03205	61,236	-0.03564
50	584	855,616	734,014	121,603	76,973	152,547	0.14212	-0.01069	72,835	-0.05376
55	577	800,236	694,523	105,712	88,029	167,986	0.13210	-0.04875	83,014	-0.05697
60	371	555,442	466,288	89,154	98,227	178,145	0.16051	-0.05466	91,645	-0.06701
65	139	420,014	355,950	64,065	112,655	251,166	0.15253	-0.39094	108,604	-0.03596
70	108	566,111	464,046	102,065	119,296	260,119	0.18029	-0.19846	115,246	-0.03395

筆者推計) 平成5年「所得再分配調査」より作成。

相関係数の符号がマイナス), 夫婦の世帯所得の変動が小さくなる傾向が見られる。妻の所得変動が夫婦の世帯所得分布の広がりを縮小する効果を全世帯で見ると, 年齢階層別に見ると自営業世帯の割合が雇用者世帯の割合よりも低いために, この効果は45歳以上の年齢階層の世帯で見られる結果となった。

このような世帯所得の分布における夫と妻の所得の補完関係に注目すると, 雇用者世帯の増加と晩産化のもとで子供を持たない共稼ぎ世帯の増加などによって雇用者世帯の所得分布の広がりが大きくなる傾向が見いだされる。したがって, 平成11年度年金改革案で, 育児休業期間中の厚生年

金保険料の免除制度について現行の本人負担分免除を更に拡充し, 本人負担分と会社負担分ともに免除することになったことを考慮すれば, 年金制度改革が女性の就業行動に及ぼす影響を通じて世帯の雇用所得の分布にも影響を及ぼす可能性があるといえるだろう。以下, 世帯の当初所得のジニ係数とこれを所得源泉別に要因分解したジニ係数の指標を計測して, 所得の不平等化要因に占める雇用所得の変化の影響を考察する。

2 所得源泉別に見たジニ係数の要因分解

本稿で用いるジニ係数の要因分解は, Lerman and Yitzhaki (1985, 1989, 1994) が提示した方

法である。これはジニ係数の定義式における共分散を所得要素毎の共分散に分解できることを利用して次のように導き出される。世帯所得を $y \in [a, b]$, a と b を最低世帯所得と最高世帯所得, m を世帯所得 y の平均値, $F(y)$ を平均 $1/2$, 区間 $[0, 1]$ の一様分布関数とすると, 所得 y のジニ係数は,

$$\text{GINI} = 2 \text{cov}[y, F(y)]/m, \quad (3)$$

である。(3)式から, 世帯所得の所得源泉が K 種類ある場合のジニ係数が次のように導かれる。

$$\text{GINI} = 2 \times \sum_{k=1}^K \text{cov}(y_k, F(y_k))/m, \quad (4)$$

ただし, y_k は k 番目の所得源泉の所得額, $\text{cov}(y_k, F(y_k))$ は k 番目の所得源泉の所得額 y_k とこの所得源泉内の累積度数との共分散であり, $y = \sum_{k=1}^K y_k$ である。さらに(4)式は, 平均世帯所得に対する第 k 所得源泉の平均所得額の比率 $S_k = m_k/m$, 第 k 所得源泉の所得額と世帯所得額との相関係数 $R_k = \text{cov}(y_k, F(y))/\text{cov}(y_k, F(y_k))$ を用いて,

$$\begin{aligned} \text{GINI} &= \sum_{k=1}^K [\text{cov}(y_k, F(y))/\text{cov}(y_k, F(y_k))] \\ &\quad \times [2 \text{cov}(y_k, F(y_k))/m_k][m_k/m], \\ &= \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k, \end{aligned} \quad (5)$$

と表すことができる。ここで, $G_k = 2 \text{cov}(y_k, F(y_k))/m_k$ は第 k 所得源泉の所得分布に関する相対ジニ係数と呼ばれる。 m_k は第 k 所得源泉を有する者の中での第 k 所得平均額なので, m_k/m の k に関する合計は必ずしも 1 にならない。また, 世帯所得のジニ係数に対する第 k 所得源泉の所得分布の寄与度は,

$$I_k = R_k G_k S_k / \text{GINI}, \quad (6)$$

として表される。定義から, $\sum_{k=1}^K I_k = 1$ である。この指標 I_k がプラスならば, 第 k 番所得源泉の所得分布は世帯所得の分布に対する不平等化要因とみなされるのに対して, それがマイナスならば世帯所得に対する平等化要因とみなされる。

『所得再分配調査』世帯票を用いて世帯所得の要因分解(5)式を計測した結果が, 表5である。世帯所得に相当する所得として『所得再分配調査』における世帯の当初所得を用いた。当初所得は, 雇用者所得, 事業所得, 農耕畜産所得, 財産

所得, その他の所得の合計である。

世帯所得(当初所得)のジニ係数は, 1981年の0.34448から1993年の0.37897に増加した。それぞれの時点のジニ係数の要因を見ると, 平均世帯所得に対する所得源泉別平均所得額の比率 $S_k (= m_k/m)$ を見ると, 雇用者所得の比率が最も高く, 次いで事業所得が高く, 資産格差の拡大で注目されている財産所得の比率は3番目に高い。財産所得の比率は, バブル経済の崩壊後の時期に当たる1993年では1981年の値よりも大きく低下している。しかし, ジニ係数に対する寄与度で見ると, 雇用者所得の方が財産所得の寄与度より大きい。すなわち, 資産格差の拡大の影響から, 要因分解された財産所得のジニ係数の値は1981年よりも1993年の値の方が大きい。それにも拘わらず, 財産所得の世帯所得に占める比率が低いために, 財産所得の不平等度が世帯所得のジニ係数に及ぼす影響は, 雇用者所得の不平等の影響に比べて相対的に小さいことがわかる。

世帯所得のジニ係数の時系列的変化は, 世帯所得に対する第 k 所得源泉の平均所得額の比率 S_k や要因分解されたジニ係数のみならず, 第 k 所得源泉の所得額と世帯所得額との相関係数にも関係する。これは, t_0 時点から t_1 時点に至るジニ係数の変化 ΔGINI が次のように表されるからである。

$$\begin{aligned} \Delta \text{GINI} &= \text{GINI}_1 - \text{GINI}_0 \\ &= \sum_{k=1}^K (S_{k1} - S_{k0}) G_{k1} R_{k1} \\ &\quad + \sum_{k=1}^K (R_{k1} - R_{k0}) S_{k1} G_{k1} \\ &\quad + \sum_{k=1}^K (G_{k1} - G_{k0}) S_{k1} R_{k1} \\ &\quad + \text{誤差項}. \end{aligned} \quad (7)$$

表5によれば, 1981年から1993年に至るジニ係数の増加は0.034489である。これに対して, ジニ係数の変化を(7)式を用いて所得源泉別に要因分解したジニ係数の変化(推計値)は0.038345であり, その誤差はわずか-0.003857である。表4から, 世帯所得のジニ係数の増加のうち, 資産格差の拡大と呼ばれている現象は財産所得の相対ジニ係数が1981年から1993年の間に増加したこと(DG4=0.097)として理解できる。しかし, 財産所得分布と世帯所得分布の相関係数

表5 所得源泉別に見たジニ係数の要因分解

YEAR	GINI	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5
1981	0.34448	0.76047	0.12974	0.030166	0.13667	0.023393
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5
		0.38893	0.41098	0.40709	0.56741	0.48514
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5
		0.81968	0.83604	0.41879	0.62827	0.31794
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5
		0.70377	0.12940	0.014929	0.14143	0.010474
YEAR	GINI	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5
1993	0.37897	0.94442	0.10417	0.013992	0.11012	-0.0022842
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5
		0.36083	0.49334	0.60754	0.66456	0.47787
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5
		0.95434	0.61575	0.17002	0.28427	0.12348
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5
		0.85815	0.083503	0.0038135	0.054891	-0.00035565
△ YEAR		GINI	DGINI	TDGINI	DTGINI	
1993-1981		0.37897	0.034489	0.038345	-0.0038557	
		DS 1	DS 2	DS 3	DS 4	DS 5
		0.13466	-0.22029	-0.24877	-0.34400	-0.19446
		DR 1	DR 2	DR 3	DR 4	DR 5
		0.18394	-0.025562	-0.016175	-0.026549	-0.025677
		DG 1	DG 2	DG 3	DG 4	DG 5
		-0.028099	0.082365	0.20045	0.097145	-0.0072691

筆者推計) 平成5年「所得再分配調査」より作成。

- 注) 1. R: 要因分解されたジニ係数と当初所得のジニ係数の相関指標, G: 要因分解されたジニ係数指標, S: 要因分解された所得の平均額と当初所得の平均額の比率, 各変数に付された数字は次の所得源泉を表す。1: 雇用者所得, 2: 事業所得, 3: 農林畜産所得, 4: 財産所得, 5: その他の所得。
2. DS, DR, DG は上記の変数 S, R, G それぞれの1993年と1981年の間の差分の値。

は低下し、平均世帯所得に対する財産所得の平均額の比率も低下している。財産所得分布の変化がジニ係数の増加に寄与する程度は相対ジニ係数の増加より小さくなる。事業所得も、1993年がバブル景気後のためその分散が拡大し相対ジニ係数も若干増加したが (DG 2=0.082)、事業所得分布と世帯所得分布の相関係数は低下し、平均世帯所得に対する事業所得の平均額の比率も低下したので、ジニ係数の増加に寄与する程度は事業所得の相対ジニ係数の増加より小さい。これに対して、1981年から1993年の間に雇用者所得の相対ジニ係数はわずかながら低下したが、雇用者所得分布と世帯所得分布の相関係数が上昇し、平均世帯所得に対する雇用者所得の平均額の比率も増加したため、雇用者所得分布の不平等が世帯所得の

不平等により多くの影響を及ぼすようになった。

このように、1981年から1993年に至る世帯所得の不平等度 (ジニ係数) の上昇には、資産格差の影響も見られるが、雇用者所得の動向が財産所得や事業所得よりも大きな影響を及ぼしている。雇用者所得には累進所得税と社会保険料が課せられて可処分所得が定まり、累進所得税や相続税や間接税などによる政府歳入に基づく国庫負担と社会保険料収入とによって賄われる社会保障給付を可処分所得に加えることによって、所得再分配後の公的再分配所得が決まる。世帯所得の不平等化を是正するためには、自営業世帯の割合が減少し夫婦間で所得分布を平等化させるような稼働の仕組みが減少している今日、公的再分配所得の分布を平等化する必要がある。雇用者所得の変化が世

帯所得の不平等化に及ぼす影響が高まっている現状を考慮すると、雇用者所得に対する累進税制や今後の引上げスケジュールが提示されている年金保険料が世帯所得の分布に及ぼす影響を検証しなければ、世帯所得の不平等化に適切に対処できる所得再分配政策は立案できないと考えられる。

次の節では、世帯所得を、租税負担、社会保険負担、年金給付、医療給付等の社会保障給付に要因分解して、それぞれがジニ係数の変化に及ぼす影響を計測する。とくに、租税と社会保険料については、雇用者所得に対する累進度を計測することにより、所得再分配政策において租税政策と社会保障負担の制度設計とがどのように関係づけられるべきかを検討する。

Ⅲ 所得再分配後の所得分布と社会保障負担

1 所得再分配後の所得分布の要因分解

『所得再分配調査』では、当初所得から租税と社会保険料負担を引き、これに年金給付、医療給付、その他の社会保障給付（公的扶助や児童手当等）を加えた公的再分配所得、及び公的再分配所得に企業年金保険料等私的拠出と企業年金給付等の私的（所得保障）給付を加えた再分配所得が掲載されている。本稿では、所得の不平等化が認識され始めた近年の状況を踏まえて所得再分配政策を進めるための視点を見つけるために、公的再分配所得の動向とこれを構成する負担と給付が所得分布に及ぼす影響を考察する。

公的再分配所得の構成要素の全世帯平均額（年齢計）は、表6の通りである。ここで、租税には所得税、住民税、相続税に加えて自動車重量税などの世帯に課税される目的税額が含まれる。社会保険料負担は公的医療保険負担、公的年金保険料及び雇用保険料等からなる。年金給付には、厚生年金、国民年金、共済組合年金等が含まれる。

所得税が累進税制をとり年金拠出にも低額所得者の保険料免除がある反面、公的扶助や児童手当が一般歳出で賄われるのみならず年金給付と医療給付にも国庫負担があるので、所得再分配は、勤労者世帯または高額所得世帯から、低所得者、子供を持つ世帯、医療サービスを受けている世帯、及び引退した高齢者世帯に対して行われている。勤労者は年功賃金と累進税制のもとで年齢が上がるにつれて所得税負担が増加する傾向があるのに対して、社会保障給付の内容は世帯主の年齢ごとに異なる（若年期の児童手当から、高齢期の年金給付や老人保険給付）。再分配所得の負担と給付が世帯主の年齢につれて変化する様子を1993年調査に基づいて見たものが、表7である。

世帯所得（当初所得）に対する租税負担と社会保険料負担は世帯主の年齢が上昇するにつれて増加するが、そのピークは年功賃金の上昇が緩やかになる50～59歳階級であり、それ以上の年齢階級ではこれらの負担が低下する。

年金給付は、障害年金や遺族年金の給付があるため40歳以上59歳未満の間の平均年間給付額は17万円から20万円の間にあり、60～69歳にな

表6 公的再分配所得の構成要素（全世帯・年齢計）

（単位：万円/年）

	1981年			1993年		
	サンプル数	Mean	Std Dev	サンプル数	Mean	Std Dev
再分配所得	7141	377.45	241.48	8709	589.00	453.76
当初所得	7141	388.25	305.15	8709	589.37	553.35
租税	7141	-370.12	1026.16	8709	-63.10	129.39
社会保険料負担	7141	-246.95	173.44	8709	-45.52	33.64
年金給付	7141	137.10	365.55	8709	57.54	102.36
医療給付	7141	264.56	904.26	8709	47.67	150.76
その他の社会保障給付	7141	109.71	305.89	8709	3.04	20.72

筆者推計）昭和56年、平成5年「所得再分配調査」より作成。

注）租税と社会保険料負担には、所得から控除されることを意味するマイナスの符号を付した。

表7 公的再分配所得の構成要素 (1993年, 全世帯・年齢階級別)

(単位: 万円/年)

	20~29 歳			30~39 歳		
	N	Mean	Std Dev	N	Mean	Std Dev
再分配所得	610	338.66	198.66	1232	506.93	309.70
当初所得	610	369.25	205.46	1232	553.79	336.13
租税	610	-24.66	23.41	1232	-43.14	52.81
社会保険料負担	610	-28.95	18.79	1232	-45.28	22.80
年金給付	610	4.07	32.84	1232	8.26	32.89
医療給付	610	17.13	85.87	1232	28.74	99.03
その他の社会保障給付	610	1.82	16.43	1232	4.55	24.05
	40~49 歳			50~59 歳		
	N	Mean	Std Dev	N	Mean	Std Dev
再分配所得	1990	649.60	391.78	1975	714.03	544.86
当初所得	1990	718.33	459.76	1975	797.65	647.46
租税	1990	-71.27	107.35	1975	-88.72	141.73
社会保険料負担	1990	-55.23	28.03	1975	-62.66	36.60
年金給付	1990	17.54	51.82	1975	19.67	53.12
医療給付	1990	38.00	139.43	1975	45.83	147.71
その他の社会保障給付	1990	2.23	19.77	1975	2.25	17.99
	60~69 歳			70 歳以上		
	N	Mean	Std Dev	N	Mean	Std Dev
再分配所得	1746	586.42	474.14	1124	505.18	487.89
当初所得	1746	485.30	601.59	1124	328.23	573.67
租税	1746	-63.76	170.80	1124	-46.98	150.15
社会保険料負担	1746	-35.63	33.39	1124	-23.92	32.25
年金給付	1746	134.87	131.28	1124	159.42	116.74
医療給付	1746	61.66	180.62	1124	84.93	187.61
その他の社会保障給付	1746	3.98	24.85	1124	3.50	17.86

筆者推計) 平成5年「所得再分配調査」より作成。

注) Nは各年齢階級のサンプル数。

ると支給開始年齢を迎えるため急上昇し平均年間給付額は139万円になり、70歳以上では159万円になる。医療給付も世帯主の年齢が上昇するにつれて増加するが、急激に増加する年齢階級が二つある。一つは年金と同様の引退年齢にあたり老人医療が始まる60~69歳階級であり、もう一つは要介護状態になりやすくなる70歳以上の年齢階級である。これに対して、生活保護や児童手当を含むその他の社会保障移転は、30~39歳階級で最も多くなり、40~59歳階級で若干低くなるが、60歳以上の階級で再び上昇している。ただし、児童手当など子育て支援の補助金が給付制約が厳しく金額も低いいため、年金や医療に比べて平均額がはるかに小さい値になっている。

引退によって勤労所得や自営業者の営業所得が減少するのを補うために年金給付が支給されることに見られるように、公的再分配所得は当初所得の不平等化を緩和する。表5と表8により年齢計の当初所得のジニ係数と公的再分配所得のジニ係数を比較すると、それぞれ1981年では0.34448と0.31654、1993年では0.37897と0.36406である。公的再分配所得のジニ係数も世帯所得のジニ係数も1981年から1993年の間に増加したが、いずれの時点でも公的再分配所得のジニ係数の方が低い値を示しており、公的再分配によって所得分布が平等化されたことが分かる。

このようなジニ係数の変化を公的再分配所得の構成要素に分解した結果が表8の右の欄である。

公的再分配所得が世帯所得と同様に1981年から1993年の間に増加した理由は、公的再分配所得のジニ係数に対する所得構成要素の寄与度の中で当初所得の寄与度が最も大きいからである。相対ジニ係数の符号がマイナスの租税は世帯所得の不平等化を抑制する機能を有している。

年金制度が所得再分配に寄与しているかどうかは、年金給付と社会保険料負担の相対ジニ係数を比較することにより判断することができる。厚生年金の給付に報酬比例部分があり過去の雇用者所得の水準に依存して年金給付が決まるために、年金給付にも所得の不平等化要因があり相対ジニ係数はプラスの値を取る。これに対して、社会保険料は年金給付が無ければ当初所得がゼロになる年金受給者から徴収されず、当初所得がある現役世

代から徴収されることを反映して、社会保険料負担の相対ジニ係数は不平等化を小さくする要因としてマイナスの値を取る。表8によれば、年金給付の相対ジニ係数から社会保険料負担のジニ係数を引いたネットの相対ジニ係数は、1981年では0.08790(=0.41033-0.32243)、1993年では0.02520(=0.38742-0.36222)となる。年金制度は、稼得所得のある勤労者から稼得所得の無い引退した高齢者へ所得を移転する制度として所得再分配効果が期待される制度であるが、現実には、年金制度に加入する誘引を与えるための報酬比例部分があるために十分な再分配効果が発揮されているとは言えず、年金制度が公的再分配所得のジニ係数に及ぼす影響はこれを若干増加させるものとなっている。

表8 公的再分配所得のジニ係数の要因分解(全世界・年齢計)

YEAR	GINI	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
1981	0.31654	0.93474	-0.80770	-0.68794	0.10871	0.41612	0.045542
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		0.34475	-0.60008	-0.32243	0.41033	0.68974	0.49889
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		1.04305	-0.10354	-0.068607	0.17421	0.12325	0.11753
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		1.06188	-0.15854	-0.048076	0.024550	0.11175	0.0084362
YEAR	GINI	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
1993	0.36406	0.95126	-0.80572	-0.77442	0.025784	0.41146	-0.0097958
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		0.38029	-0.59403	-0.36222	0.38742	0.66970	0.63967
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		1.11510	-0.11850	-0.083016	0.27112	0.13958	0.078275
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		1.10802	-0.15579	-0.063964	0.0074391	0.10565	-0.0013472
△ YEAR		GINI	DGINI	TDGINI	DTGINI		
1993-1981		0.36406	0.047525	0.047497	0.000027542		
		DS 1	DS 2	DS 3	DS 4	DS 5	DS 6
		0.072052	-0.014964	-0.014409	0.096919	0.016330	-0.039257
		DR 1	DR 2	DR 3	DR 4	DR 5	DR 6
		0.016525	0.0019746	-0.086480	-0.082929	-0.0046603	-0.055338
		DG 1	DG 2	DG 3	DG 4	DG 5	DG 6
		0.035534	0.0060570	-0.039794	-0.022906	-0.020038	0.14078

筆者推計) 昭和56年、平成5年「所得再分配調査」より作成。

注) 1. R: 要因分解されたジニ係数と当初所得のジニ係数の相関指標, G: 要因分解されたジニ係数指標, S: 要因分解された所得の平均額と当初所得の平均額の比率, 1: 当初所得=雇用者所得+事業所得+農耕畜産所得+財産所得+その他の所得, 2: 租税, 3: 社会保険料負担, 4: 年金, 5: 医療給付, 6: その他の社会保障所得移転(生活保護を含む)。

2. DS, DR, DGは表11の変数S, R, Gそれぞれの1993年と1981年の間の差分の値。

しかし、公的再分配所得の不平等化要因としてより大きな影響を及ぼしているのは、医療給付である(表8のI4とI5)。これは、医療の相対ジニ係数は公的再分配所得の構成要素の中で最も大きく、かつ公的再分配所得の分布との相関係数も当初所得に次いで大きいためである。このような結果の背景には、現行の医療保険制度のもとでは、医療給付を受ける際の患者負担が比較的低い定額または低い比率で、高所得者も低所得者と同様に医療給付が受けられる問題があると言えるだろう。

公的扶助と児童手当を含むその他の社会保障給付の公的分配所得のジニ係数に対する寄与度は、1981年にはプラスであったが1993年にはマイナスになり、当初所得の分布の不平等を直接的に縮小する効果を発揮している。これは、1993年には公的再分配所得の分布とその他の社会保障給付が負の相関を示すようになったからである(表8のR6)。しかし、給付水準が低いために、公的再分配所得のジニ係数に対する寄与度の大きさは、租税や社会保険料負担に比べて非常に小さい。

以上の結果から、公的再分配所得のジニ係数は世帯所得(当初所得)よりも小さく、租税・社会保険料負担から社会保障給付を通じた公的再分配が所得の平等化をもたらしていることが理解される。ただし、国庫負担が累進税制によってまかなわれていることを除くと、年金給付と医療給付の影響は公的再分配所得の不平等化要因として影響しており、もし社会保険制度自体に所得再分配効果を期待する場合には、年金制度と医療保険制度における負担と給付の関係をより再分配効果の大きいものへと改善する必要があると考えられる。

こうした問題が、世帯主の年齢の上昇により高齢化効果を通じて所得の不平等化が進むという事実とどのように関連するかを見るために、年齢階級別に公的再分配所得の要因分解を行った(表9)。

世帯所得(当初所得)の不平等が公的再分配所得の不平等に影響する度合いを示す公的再分配所得のジニ係数に対する当初所得の寄与度は、勤労期間である59歳以下の年齢階級では世帯主の年齢が上がるにつれて増加し、50~59歳階級でピークに達する。しかし、60~69歳階級ではこの

寄与度が低下し始め、70歳以上ではさらに寄与度が低下している。したがって、当初所得は世帯主の加齢により不平等化するが、公的再分配の機能が高齢世代ほど大きく現れるので、高齢者世帯の公的再分配所得は勤労期間の世帯ほどには年齢上昇とともに不平等化しないことが分かる。

租税の寄与度はどの年齢階級でもマイナスであり当初所得を平等化する機能を持っている。ただし、年功賃金によって上昇する賃金(年功賃金と賃金勾配については石川(1985)を参照)に対して累進税制が適用されるので、59歳未満階級では世帯主の年齢が上がるにつれて租税の寄与度の絶対値が大きくなっている。しかし、60歳以上の階級では引退により勤労所得を失う者の比率が上がるために租税の寄与度が大きく低下している。一方、社会保険料負担は累進的な負担構造になっていないため、寄与度は負の値であるが年齢の変化と独立にある一定範囲内の値を示している。年金給付と医療給付の寄与度は、公的年金の支給と老人保健制度の適用が始まる60~69歳階級で大幅に増加し、70歳以上の年齢階級でさらにその値が大きくなっている。

2 公的再分配所得の変化の要因分解

公的再分配所得のジニ係数の変化を要因分解した結果は表8の下段△YEARである。これによれば、公的再分配所得のジニ係数は、こうした構成要素の再分配効果があるにも拘わらず1981年から1993年の間に増加した。1993年ジニ係数は0.36406であり、1981年に比べて0.047525増加した。要因分解したジニ係数の増加(推計値)と実際の増加の差は0.00002754である。1981年と1993年の間に相対ジニ係数が増加したのは、世帯所得(当初所得)、社会保険料負担、その他の社会保障給付である。(当初所得から差し引かれる租税と社会保険料負担では、マイナスの値の絶対値の増加を示す場合が相対ジニ係数の増加とみなされる(表8のDG3)。)このような社会保険料負担の相対ジニ係数の変化は社会保険料負担が所得分布を平等化する機能が1981年から1993年の間に低下したことを示唆している。これは、1986

表9 公的再分配所得のジニ係数の要因分解 (1993年, 全世界・年齢階級別)

年齢階級 20~29歳	GINI 0.30898	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		0.95648	-0.81957	-0.79813	0.042707	0.27812	0.024990
		0.30003	-0.38948	-0.29402	0.50623	0.68490	0.74566
		1.09750	-0.083830	-0.094821	0.43180	0.16863	0.084494
		1.01935	-0.086606	-0.072016	0.03021	0.10396	0.0050957
年齢階級 30~39歳	GINI 0.26595	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		0.96310	-0.80440	-0.73856	0.062595	0.37953	-0.038410
		0.2709	-0.47268	-0.25715	0.35050	0.62703	0.67052
		1.10408	-0.089688	-0.091626	0.19496	0.11108	0.054784
		1.08349	-0.12822	-0.065431	0.016084	0.099391	-0.0053054
年齢階級 40~49歳	GINI 0.29178	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		0.95327	-0.81291	-0.73424	0.10699	0.37402	-0.010408
		0.30293	-0.52489	-0.26086	0.40171	0.67637	0.67117
		1.11760	-0.11468	-0.086996	0.16236	0.11163	0.081441
		1.10607	-0.16771	-0.057107	0.023914	0.096779	-0.0019498
年齢階級 50~59歳	GINI 0.33662	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		0.95924	-0.81171	-0.78044	0.053693	0.38266	-0.015471
		0.35362	-0.55689	-0.30738	0.40426	0.65565	0.55915
		1.13844	-0.12984	-0.089393	0.14513	0.11239	0.087856
		1.14720	-0.17436	-0.063705	0.0093584	0.083768	-0.0022577
年齢階級 60~69歳	GINI 0.40029	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		0.88542	-0.77417	-0.69827	0.14352	0.50558	0.0032667
		0.45755	-0.65866	-0.44281	0.35464	0.67985	0.58801
		1.02332	-0.12201	-0.067584	0.31820	0.15250	0.11182
		1.03569	-0.15542	-0.052204	0.040459	0.13095	0.00053660
年齢階級 70歳以上	GINI 0.46677	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		0.71212	-0.68051	-0.72415	0.33062	0.57383	-0.0039964
		0.53264	-0.74123	-0.56553	0.36574	0.65523	0.45493
		0.14287	-0.12938	-0.059946	0.33782	0.21924	0.10670
		0.92872	-0.13982	-0.052594	0.087513	0.17660	-0.00041560

筆者推計) 平成5年「所得再分配調査」より作成。

注) R: 要因分解されたジニ係数と当初所得のジニ係数の相関指標, G: 要因分解されたジニ係数指標, S: 要因分解された所得の平均額と当初所得の平均額の比率, I: 当初所得=雇用者所得+事業所得+農耕畜産所得+財産所得+その他の所得, 2: 租税, 3: 社会保険料負担, 4: 年金, 5: 医療給付, 6: その他の社会保障所得移転(生活保護を含む)。

年の年金改革によって比例税の形となっている保険料の引上げが段階的に進められるようになったことが影響していると考えられる。これに対して、年金給付と医療給付の相対ジニ係数は低下した(DG 4 と DG 5)。

公的再分配所得の平均額に対する構成要素毎の平均額の割合が増加したのは、世帯所得(当初所得)、租税、社会保険料負担、年金給付及び医療給付であり、それが減少したのはその他の社会保障給付である(表 8 の DS を参照)。ただし、租税と社会保険料負担の増加は 1981 年に比べて 1993 年の方が支払額が増えた結果、上記の比率(DS) がマイナスの変化を示している。しかし、租税の支払額と公的再分配所得の分布との相関が低下したために(DR 2 の符号がプラス)、租税が増えたにも拘わらずその再分配効果は減少している。以上から、公的再分配所得が 1981 年から 1993 年の間に増加した主な理由は、世帯所得(当初所得)の相対ジニ係数が上昇して不平等化が進んだ影響、租税と社会保険料の再分配効果が低下したことであると考えられる。

3 租税と社会保険料負担の再分配機能

世帯所得(当初所得)の分布を公的再分配を通じて平等化するためには、医療給付が所得分布に及ぼす不平等化の影響を少なくし、また再分配効果が低下している可能性のある租税と社会保険料

負担が所得分布の平等化に好ましい効果を持つように税制と保険料負担を改善する必要がある。

租税には累進税率を取る所得税、住民税と相続税が含まれるために、再分配効果が期待される。これに対して、社会保険料負担は低所得者に対する保険料免除があるが原則として比例税として機能するので、再分配効果は小さいと考えられる。この点を確認するために 1981 年と 1993 年それぞれについて租税関数と社会保険料関数を推定した結果が、表 10 である。世帯所得(当初所得)に対する限界税率及び限界社会保険料負担の関係を見るために、2 次関数の推定式

$$T_i = a_0 + a_1 \times INC_i + a_2 \times (INC_i)^2 + u_i, \quad (8)$$

を用いた。ここで、 T_i は第 i 世帯の租税負担額(社会保険料負担額)、 INC_i は第 i 世帯の当初所得額、 u_i は誤差項である。推定方法は最小 2 乗法である。限界税率(社会保険料負担)は、 $a_1 + 2 \times a_2$ となる。

租税関数の推定結果では、定数項が負であり限界税率がすべての所得水準に対して正である結果となった(表 10)。これは、租税負担が累進的であることを示している。しかし、その累進度(当初所得の 2 乗の項の係数)は、1981 年よりも 1993 年の方がより小さい値を示している。これは、昭和 63 年以後の税制改革で進められた累進税率の緩和の影響を示唆している。これに対して、

表 10 租税関数と社会保険料関数の推定結果(全世界帯・年齢計)

被説明変数	世帯の租税支払い額		世帯の社会保険料拠出額	
	1981 年	1993 年	1981 年	1993 年
説明変数	パラメータ推定値 (T 値)	パラメータ推定値 (T 値)	パラメータ推定値 (T 値)	パラメータ推定値 (T 値)
定数項	-291.560950*** (-25.807)	-36.898279*** (-24.091)	69.969856*** (2.94394729)	9.957494*** (26.216)
世帯所得	0.141316*** (50.958)	0.166468*** (66.175)	0.049542*** (3.12264)	0.069310*** (111.104)
世帯所得 ²	0.000004652*** (63.128)	0.000002904*** (5.323)	-0.00000626*** (4.01792)	-0.000007203*** (-53.246)
R-square	0.7566	0.5720	0.4214	0.6266
Adj R-sq	0.7565	0.5719	0.4213	0.6265
サンプル数	7140	8709	7140	8709

筆者推計) 昭和 56 年、平成 11 年「所得再分配調査」より作成。

社会保険料負担関数の推定結果では、定数項が正でありかつ限界社会保険料負担の累進度(当初所得の2乗の項の係数)が負の値を取っていることから、社会保険料負担には世帯所得に対して逆進的な負担が生じる可能性が示唆されている。ただし、雇用者所得に対して源泉徴収制度を取る厚生年金と営業所得に対して自己納付を取る自営業者の国民年金では、世帯所得と社会保険料負担の関係は異なることが予想される。この点を確かめるために、世帯業態別に社会保険料負担関数を推定した(表11)。自営業世帯対象の国民年金では保険料負担が定額であるため、社会保険料負担の定数項は自営業世帯の方が雇用者世帯よりも大きい。また、農家世帯の社会保険料負担関数の定数項も雇用者世帯よりも大きい。

限界社会保険料負担の累進度(当初所得の2乗の項の係数)を1981年と1993年で比較すると、

雇用者世帯、自営業世帯、農家世帯いずれについても、1981年ではプラスの係数で再分配効果があったのに対して、1993年では係数がマイナスになり逆進的な効果が生じてしまったことが分かる。また、役員・経営者世帯と無業者世帯については1981年と1993年ともに限界社会保険料負担の係数がマイナスであり逆進的な効果が見られる。このような社会保険料負担に累進性が見られないという問題は、人口構成の高齢化(受給者数の増加)に対応して年金財政を維持するための保険料引上げが、所得に対する公課という側面を持つにも拘わらず所得税の運営ほどには累進性が考慮されずに実施されたためであると考えられる。平成11年度年金改革案では、厚生年金の保険料率が、総報酬から保険料を取り始める平成15年に13.58%(労使折半)となり、平成17(2005)年から順次引上げ、平成37(2025)年に27.6%(労使

表11 世帯業態別の社会保険料関数の推定結果

	1981年 年齢計				
	雇用者世帯	自営業世帯	農家世帯	役員・経営者世帯	無業者世帯
説明変数	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)
定数項	0.573714 (0.134)	76.069280*** (7.988)	70.288886*** (6.353)	89.370061 (1.854)	8.889098* (1.861)
世帯所得	0.077730*** (52.039)	0.045226*** (17.614)	0.074532*** (16.774)	0.047213*** (7.151)	0.064831*** (28.346)
世帯所得 ²	-0.0000027*** (-24.067)	-0.0000079*** (-9.404)	-0.0000031*** (-8.70)	-0.0000005*** (-5.762)	-0.0000019*** (-14.714)
R-square	0.5549	0.2639	0.3982	0.2571	0.6601
Adj R-sq	0.5547	0.2628	0.3969	0.2474	0.6588
サンプル数		1240	891	155	528
	1993年 年齢計				
	雇用者世帯	自営業世帯	農家世帯	役員・経営者世帯	無業者世帯
説明変数	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)
定数項	4.051333*** (7.907)	14.305287*** (10.332)	17.924868*** (9.178)	21.12176*** (7.265)	5.88589*** (13.697)
世帯所得	0.083059*** (101.146)	0.060146*** (22.890)	0.065385*** (18.911)	0.049717*** (17.708)	0.066097*** (34.247)
世帯所得 ²	-0.0000091*** (-50.248)	-0.0000097*** (-12.70)	-0.0000057*** (-5.442)	-0.0000040*** (-10.669)	-0.0000139*** (-15.345)
R-square	0.7025	0.4075	0.4924	0.4904	0.5287
Adj R-sq	0.7024	0.4065	0.4910	0.4881	0.5280
サンプル数	4846	1204	781	432	1442

筆者推計) 昭和56年、平成5年「所得再分配調査」より作成。

折半)となる(給付の1/3に対する国庫負担のもとでの保険料率)¹⁾。国民年金の保険料も、平成17(2005)年から順次引上げ、平成37(2025)年には保険料を月額24,800円(国庫負担割合1/3の場合)となる。もちろん、こうした厚生年金と国民年金の保険料引上げスケジュールは、長期的な年金財政を安定的に維持するために設定されたものであり、合理的なものである。しかし、21世紀の高齢社会において負担の増加が避けられない年金制度を国民の合意のもとに運営していくために世代間の公平性と世代内の公平性(所得再分配)を同時に達成することが求められている現在、こうした社会保険料の公課が世帯所得分布に及ぼす影響を考慮しなければ、社会保障制度によって所得再分配を実現しようとしてもその効果が社会保険料負担の非累進的效果によって相殺されてしまう虞があることに留意する必要があるだろう。この意味で、平成11年度年金改正で、国民年金について、住民税非課税者等を対象とする全額免除制度に加えて一定の所得以下の人に対する半額免除制度を導入することは評価できるだろう。しかし、厚生年金の保険料負担を総報酬に対する負担にすることと今後の保険料率の引上げが、世代内の公平性(所得再分配)にどのような効果を持っているかについては、今後の実証分析に基づいて慎重な評価をする必要があると考えられる。

IV 所得再分配政策の課題

今日、高齢化に伴い世帯所得や世帯消費の不平等化が指摘されている。その事実はいくつかの実証分析によっても確かめることができる。本稿の計測でも、夫の所得分布の広がりや妻の所得分布が縮小する効果は自営業世帯の方が雇用者所得よりもより大きく現れるにも拘わらず、世帯所得に占める営業所得の割合の減少と雇用者所得の割合の増加により、この効果を通じた所得分布の平等化が今後弱まっていくことが示唆されている。

確かに、世帯所得の分布を平等化させるための所得再分配政策が高齢社会における経済運営の効率性やインセンティブを維持する観点からどの程

度必要なかはそれ自体重要な理論的及び実証的研究課題である。しかし、社会保障政策の一つの理念として社会的公平の確保が含まれるとするならば、社会保障政策を通じた所得再分配は今後も重要な政策課題になる。

本稿の実証分析から、年金給付と医療給付の所得の平等化に寄与する程度が低く、社会保険料負担の所得に関する限界的な負担が逆進的である一方で、租税制度の累進構造とこれに基づく再分配効果が比較的大きいことが示された。これに対して、世帯主の年齢階級が上昇するにつれて世帯所得の不平等化が進むが、医療給付は所得分布と独立して給付される傾向があり所得の平等化には寄与する度合いが低いことも示された。また、年金制度は、社会保険料負担に逆進性が現れているため、稼働所得のある勤労世代から社会保険料を徴収し稼働所得のない引退した高齢者に年金給付を支給するため所得再分配効果が期待されているにも拘わらず、十分な再分配効果が発揮されていないことが示された。ただし、公的扶助や児童手当を含む社会保障給付は、程度は小さいものであるが所得再分配効果があることが見いだされた。

こうした事実を踏まえると、所得再分配を実現するには、給付が疾病や引退のように社会保険の受給要件を満たした場合には不可避免的に支払われる以上、まず第一に租税と社会保険料負担を所得再分配効果の観点から整合的に設計・運営する必要があると言えるだろう。その上で、医療、年金、子育て支援政策、公的扶助など個別の社会保障給付の再分配効果を実証的に把握しながら、それぞれの再分配効果を有効に発揮できるような給付設計を行う必要がある。特に、医療保険制度改革において老人保険制度における定額負担の引上げと1997年健康保険法改正による患者の自己負担割合の引上げが実施され、平成11年度年金改正で保険料引上げスケジュールが示された現在、社会保障における世代間の公平性と世代内の公平性を具体的に実現するためにも、所得再分配政策の実効性を評価する観点から負担と給付の関係を実証的に分析することが、今後の重要な課題であると考えられる。

謝 辞

本稿は、厚生省大臣官房政策課平成9年度「所得再分配研究会」における研究結果に基づいている。同研究会において昭和56年、平成5年「所得再分配調査」個票の再集計についてご協力頂いた厚生省大臣官房政策課の方々に心からお礼申し上げたい。また、同研究会の主査役としてご指導下さった玄田有司・学習院大学経済学部助教授と研究会メンバーの方々に記して感謝申し上げたい。なお、本稿における見解は筆者個人のものであり、ありうべき誤りは筆者が責任を負うこととお断りしておきたい。

注

- 1) 国庫負担が1/2に引上げられる場合は、厚生年金保険の最終保険料率は25.2%、国民年金保険の最終保険料は月額18,200円となる。
- 2) このほかの平成11年度年金制度改正の項目は次の通りである。(i) 支給開始年齢の引上げに伴い、在職中は厚生年金保険料の支払いを求める(64歳まで保険料を納付する)。さらに、平成15(2003)年4月から、就労している65歳以上70歳未満の人についても、厚生年金保険料の支払いを求める。(ii) 育児休業期間中の厚生年金保険料の免除制度を、現行の本人負担分の免除を更に拡充し、本人負担分と会社負担分ともに免除とする。(iii) 一定以上の所得のある人について、厚生年金給付額を調整する仕組みを導入する。また、国民年金については、住民税非課税者等を対象とする全額免除制度に加えて、一定の所得以下の人に対する半額免除制度を導入する。学生についても、本人の所得が一定以下の場合には、申請により国民年金保険料の納付を要しないものとする。

参考文献

石川経夫(1985)『所得と富』, 岩波書店。
大石亜希子(1999)「所得分配の見方と統計上の問題点」国立社会保障・人口問題研究所研究交流会資料。

- 大竹文雄(1994)「1980年代の所得・資産分布」『季刊理論経済学』Vol. 45, No. 5, pp. 385-402。
大竹文雄・斎藤誠(1996)「人口高齢化と消費の不平等」『日本経済研究』No. 33, pp. 11-35。
———(1998)「人口高齢化と所得の不平等」, 平成9年度「所得再分配研究会」資料。
厚生省監修(1999)『厚生白書 平成11年』。
厚生省年金局(1999)『平成11年版 年金白書——21世紀の年金を「構築」する』。
田近栄治・金子能宏(1990)「勤労所得税と間接税の死荷重の計測——勤労者標準世帯の場合」『ファイナンシャルレビュー』No. 20。
高山憲之『不平等の経済分析』, 東洋経済新報社。
高山憲之・有田富美子(1996)『貯蓄と資産形成: 家計資産のマイクロデータ分析』, 岩波書店。
西崎文平・山田泰・安藤栄裕(1997)「日本の所得格差」『経済分析 政策研究の視点シリーズ11』。
八田達夫・小口登良(1999)『年金改革論——積み立て方式への移行』, 日本経済新聞社。
林 宏昭(1995)『租税政策の計量分析 家計間・地域間の負担配分』, 日本評論社。
松浦克己・滋野由紀子(1996)『女性の就業と富の分配』, 日本経済評論社。
八代尚弘・小塩隆士・井伊雅子(1997)「高齢化の経済分析」『経済分析』No. 151。
Lambert, P. J. (1993) *The Distribution and Redistribution of Income* (Manchester Univ. Press).
Lerman, R. and S. Yitzhaki (1985) "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, pp. 151-156.
———(1989) "Improving the Accuracy of Estimates of Gini Coefficients," *Journal of Econometrics*, Vol. 42, pp. 43-47.
Karoly, Lynn A. (1994) "Trends in Income Inequality: the Impact of, and Implications for, Tax Policy," in edited by J. B. Slemrod, *Tax Progressivity and Income Inequality* (Cambridge University Press, U. K.).
(かねこ・よしひろ 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部第3室長)

社会 保 障 法 判 例

岩 村 正 彦

ホームヘルパーによる預金等の着服と区の損害賠償責任
(世田谷区ホームヘルパー事件)

東京地方裁判所平成11年3月16日判決(平成6年(行ワ)第14916号, N(仮名)対世田谷区, 損害賠償請求事件)『賃金と社会保障』1254号, 64頁

I 事実の概要

1 (1) Y(世田谷区)は、1988年当時、重度の心身障害のために独立して日常生活を営むのに支障のある心身障害者(心身障害児を含む)を抱える家庭(「障害者家庭」という)に、家庭奉仕員等を派遣し、家事・介護等を行う心身障害者家庭奉仕員等派遣事業(以下「本件事業」という)を実施していた。

(2) 本件事業の実施の詳細は、Y心身障害者家庭奉仕員等派遣事業運営要綱(以下「本件要綱」と、Y心身障害者家庭奉仕員派遣事業取扱要領(以下「家庭奉仕員要領」)およびY心身障害者家事援助者派遣事業取扱要領(以下「家事援助者要領」)が定めていた。これらによれば、障害者家庭のうち、定期的派遣を要する低所得世帯および区長がとくに必要と認めた世帯には家庭奉仕員が、それ以外の世帯には家事援助者が派遣される。家庭奉仕員は、原則としてYの常勤職員(公務員)であり、家事援助者は、家政婦紹介所に登録し、Yに届け出ている者のうち、採用時研修の修了証が交付されている家政婦(民間人)

であった。

本件要綱等によれば、家庭奉仕員等の派遣は、つぎのように行われる。①家庭奉仕員等の派遣を受けようとする者は、「心身障害者家庭奉仕員等派遣申出書」を区長(主管は福祉事務所長)に提出する。②福祉事務所長による審査等を経て、派遣の要否を区長が決定する。③区長は、派遣を適当と認めたときは、「心身障害者家庭奉仕員等派遣通知書」により、派遣することができないときは、「心身障害者家庭奉仕員等派遣不承認通知書」により、申出者に通知する。④派遣通知には、派遣期間、1週あたりの派遣回数、1週あたりの派遣時間数、サービス内容および費用の負担区分を明記する。⑤申出者は、所得基準に応じて一定の費用を負担する。⑥申出者への負担費用の納入通知は、原則として派遣実績に応じて行うが、介護券による場合は、事前に納入の通知を行う。⑦区長は、家事援助者の派遣が必要な世帯に対して予め介護券を交付するときは、申出者から「心身障害者家事援助者介護券交付申請書」を提出させる。派遣費用を負担する世帯に対する介護券の交付は、費用を納入した後に行う。介護券は、原則として月単位で交付する。⑧家庭奉仕員等の派遣を受け

ることになった利用者は、いつでもその派遣を辞退できる。

(3) 前述のように家事援助者は家政婦であったが、これについては、Yの委託を受けた東京都知事と家政婦連合会との間で協定が締結されている。これによれば、①連合会が実施主体(Y等の市区町村)の発行する発注書により介護券を納入し、実施主体は、納入した介護券の代金を連合会に支払う。②連合会に所属する家政婦等紹介所は、介護券の交付を受けた対象者がサービスを依頼したときは、実施主体に登録等をした家政婦等(家事援助者)を責任をもって紹介し、派遣させる。③家事援助者は、サービスを提供した都度、対象者から介護券を受領する。④家事援助者は、対象者から受領した介護券にもとづき賃金等を紹介所に請求する。⑤実施主体と連合会は、毎年度末に、介護券の使用実績にもとづいて、精算する。⑥家事援助者は、行ったサービス内容等につき、それぞれの対象者の状況について「家庭奉仕員等派遣状況報告書」を作成し、連合会を経由して、実施主体に報告する。

2 Xは、Yの住民であるが、1978年頃右眼を失明し、1989年2月頃、身体障害2級の認定を受け、その後さらに身体障害1級の認定を受けた。Xの夫Mも、腎臓機能障害、右眼失明により、身体障害1級の認定を受けている。

Mは、1988年8月頃、日常生活の介護を受けるため、Yに対し、本件事業にもとづく家庭奉仕員の派遣を申請した。これをうけたYは、1988年8月17日、Yの社会福祉事務所の常勤職員である家庭奉仕員を、週1回X方に派遣することを決定し、それにもとづき、同22日から、家庭奉仕員がMおよびXの日常生活の介護にあたった。

介護の結果、MおよびXが失明状態の生活に慣れ、精神状態も安定してきたことから、Yは、1989年1月19日、Mらに対する介護サービスの内容を家庭奉仕員の派遣から家事援助者の派遣に切り換えることを決定し、さらに、同24日、家事援助者の派遣回数を週2回(1回3時間)に変更する旨を決定した。ケースワーカーは、X方

への訪問と説明を経て、K家政婦紹介所に対し、X方への家政婦の派遣を依頼した。K紹介所は、この依頼を受けて、当時同紹介所に登録していた訴外SをX方に派遣することとした。Sは、1989年1月から1991年4月まで、毎月8回ないし9回、X方に赴いて、家事に従事し、その都度、XからY発行の介護券の交付を受け、これによりK紹介所から賃金等の支払を受けた。この間、1989年11月にはMが入院したため、Yは、援助の対象をXのみとする変更決定をした。

3 Xは、Sが、Xに視覚障害があることやXの信頼を得ていることを奇貨として、1989年7月下旬頃から1991年2月下旬頃までの間に、XおよびM名義の銀行預金口座から、Xに無断で金員を引き出すなどして、着服し、合計で2179万円余の損害を与えたと主張して、国家賠償法1条または民法715条を根拠に、Yに対して、前記額と慰謝料・弁護士費用の賠償(Sが賠償した分を除く)を請求して、訴えを提起した。

II 判 旨(請求棄却)

1 事実欄で挙げた①、②、③、⑤、⑧の事実、および本件事業により利用者へ供給される家事・介護サービスは、利用者が私人との契約によっても給付を受けることができる性質のものであることに鑑みれば、「本件事業におけるYと利用者との法律関係は、利用者の申出とこれに対するYの区長の承認とによって設定される公法上の契約関係であると解するのが相当である。」

2 民間人の家政婦である家事援助者の派遣に関する都知事と家政婦連合会との間の協定の仕組みの下では、「Yが利用者との公法上の契約関係に基づいて負う基本的な債務は介護券を給付することに尽きるのであって、Yが決定したサービスについては、別に利用者とは家政婦との間でその提供に関する契約(雇用契約又は準委任契約)が締結され、この契約の履行として利用者へ提供される関係に立つと解すべきである。したがって、この仕組みは、Yが介護券の交付によって利用者の家政婦に対する費用を助成する制度とみるべ

きことになる。』

3 (1) 「本件事業における家庭奉仕員の派遣と家事援助者の派遣の法律的性質は、本件事業の具体的な仕組みに照らして個別・実質的に判断されるべき事柄であり、双方の派遣の取扱いが同一の要綱に定められていることをもって、その法律的性質も同じものと見るべきであるとするのは、単なる形式論であって、採用することはできない。」

(2) 「本件事業においては、Yが申出に基づいて、派遣回数、時間数及びサービス内容を含む派遣決定をしている」が、「この仕組みは、申出者の需要に応じたサービスを実現するという配慮のほかに、家事援助者の派遣に要する費用をYが負担することから、公金の適正な使用という目的に資する意味も有する」。「Yが右のような要請に基づいて家事援助者の派遣決定をすることとこれによって定められたサービスをいかなる方法で提供するかは、自ずから別個の問題であって、家事援助者の派遣そのものもYの責任においてなすべきものとの帰結を当然にもたらしものとはいえない」。家事援助者の派遣費用を介護券によって支払う仕組みは、「実質的に見れば、Yが家事援助者の派遣費用を利用者のために立替払いし、その一部を利用者から求償する仕組みであるから、利用者の負担金が直接家事援助者に支払われないのは、むしろ当然のことであり、このことをもって、Yが家事援助者の派遣についても責任を負うと解すべき根拠とすることはできない。」

(3) したがって、「本件事業における家事援助者をYの履行補助者と見るべきであるとするXの……主張は、根拠を欠くものというべきである。」

(4) 本件事業における家事援助者の派遣の仕組みの下では、「Yは、法律上も、事実上も、家事援助者をその指揮監督下に置いて見ることができず、この観点からも、家事援助者はYの履行補助者に当たらない。」

4 「本件事業において家事援助者を派遣する方法が選択される場合には、Yは、利用者に提供されるサービスの内容を決定するけれども、これ

を自ら提供するのではなく、利用者へ介護券を交付することにより、利用者において家事援助者からサービスを受ける費用を助成するに止まっている」。「この場合の利用者に対するサービスは、家事援助者が利用者との契約に基づく債務の履行として提供するのであり、しかも、これについてYの指揮監督は事実上も及ばないのであるから、この場合における家事援助者を目して、Yに代わって実質的に公権力を行使する公務員に当たると評価することはできない。」

「したがって、Sが家事援助者として行った不法行為に関し、Yが国家賠償法1条1項の責任を負うとするXの主張は採用することができない。」

5 4と同様の理由により、「本件事業におけるYと家事援助者との間に使用者と被用者との関係が成立するものと認めることができないから、Yが民法715条の使用者責任を負うとするXの主張も、採用することができない。」

6 「本件事業において家事援助者が派遣される場合においても、Yと利用者との間に公法上の契約関係が生ずるけれども、この場合のYの債務は介護券の交付に尽きるのであって、利用者に対する具体的なサービスの提供についてまで及ぶものではない」。「したがって家事援助者によるサービスの提供について、Yが安全配慮義務又は善管注意義務を負うとするXの主張は、その前提において当を得ないものであり、採用の限りではない。」

III 解 説

判旨には疑義を差し挟む余地もないではないが、請求を棄却した結論は相当と考える。

1 地方公共団体が行う社会福祉サービスの提供に際して発生した不法行為について、地方公共団体の損害賠償責任が問題となった事例は、少ないながらも存在する。ただ、これらの事例は、人身損害に関するものに限られている(広島地福山支判昭和54・6・22判時947号101頁(市が設置し社会福祉法人に管理を委託していた知的障害者

施設での知的障害者の死亡事故。市の国賠責任を肯定)、千葉地松戸支判昭和63・12・2判時1302号133頁(市の家庭保育福祉員制度を利用した無認可保育所での乳児の死亡事故。市の賠償責任を否定)¹⁾、浦和地熊谷支判平成2・10・29(未公刊・賃金と社会保障1131号29頁および季刊社会保障研究29巻2号186頁参照。措置委託を受けた社会福祉法人立の保育園での事故による後遺障害。市の賠償責任を否定)。本件でも、地方公共団体(特別区)の損害賠償責任が問題となっているが、地方公共団体の行う家庭奉仕員等派遣事業にもとづき派遣された家事援助者による、利用者の金員着服行為の事案である点に、上記の裁判例との違いがある。社会福祉サービスの一環としてのホームヘルプサービスに際して起きた、金員着服行為に対する事業主体たる地方公共団体の損害賠償責任を論ずる、公刊されたものとしては、おそらく初めての裁判例である。

さらに、本件の事案としての特色は、本件の家事援助者が、地方公共団体自体や、その委託を受けた社会福祉協議会等から派遣されたのではなく、介護券支給方式によって家政婦紹介所から紹介された家政婦であるところにある。そして、こうした方式によって紹介された家事援助者(家政婦)の不法行為について、事業主体である地方公共団体の損害賠償責任を否定した点で、行政実務上および裁判実務上注目すべき判決である。

2 判旨1は、Yの常勤職員の派遣も含めた、本件要綱にもとづく家庭奉仕員等派遣にかかる法律関係を、公法上の契約関係と構成する。社会福祉サービスとしてのホームヘルパー派遣をめぐる法律関係の性質は、それほど明確に議論されているわけではない。ただ、数少ない裁判例も、ホームヘルパーの派遣決定を行政処分と把握している(大田区ホームヘルパー事件・東京地判平成8・7・31判時1593号41頁、大阪市ホームヘルパー事件・大阪地判平成10・9・29賃金と社会保障1245号30頁)。学説も、措置全般を行政処分によると解しており(堀1997, pp.160-161)、また、現在進行している社会福祉基礎構造改革に関する審議会等の議論も、ホームヘルパーの派遣を含め

たサービスの提供は行政処分によることを前提にしている(構造改革分科会1998)。

給付行政では、法律関係は契約関係とみるのが一般的とされているが(塩野1994, pp.158-159)、その場合でも、給付開始決定を行政処分と構成することはある(補助金適正化法6条等参照)。ホームヘルパーの派遣の場合も、法律関係の基本的な性質は契約関係であるが、その開始や変更は行政処分にかからしめていると解することは可能である。こう考えるならば、判旨1は、前記裁判例等と相対立する見解を述べるわけではないことになろう。

もっとも、本件の家庭奉仕員等の派遣の法律関係の法的性格をどう捉えるかが、Yの損害賠償責任の存否を左右するわけではない。行政処分によって形成される法律関係と捉えるのであれ、公法上の契約によって形成される法律関係と捉えるのであれ、本件の判断にとって重要なのは、いかなる内容の法律関係が形成されたかである。事案の処理に決定的だったのは、法律関係の性質決定ではなく、契約内容の捉え方である。これが、本判決の結論を左右したと思われる。

3 (1) 本件事業でYの負う債務内容および本件家事援助者派遣の法的性格に関する、判旨2および3の解釈の主たる論拠は、①都知事と家政婦連合会との本件協定の内容(判旨2)、②同一の要綱に根拠を持つ家庭奉仕員派遣と家事援助者派遣とを、法律関係の構成上は区別して扱おうという解釈(判旨3(1))、にある。

実際、判旨2および3のとする解釈も相当程度の説得力を持つ。Yの常勤職員である家庭奉仕員の場合と異なり、家事援助者については、Yは家政婦紹介所を介して、紹介をするのみである。紹介所から紹介された家政婦を雇うかどうかは利用者の判断に委ねられている。したがって、家事援助者の派遣事業は、介護券支給方式と相まって、家事援助者を利用者が雇った場合に、Yがその報酬の一部を補助する仕組みであると構成することが可能といえる。

(2) それでも、この点に関する判旨の見解には、疑問も提示しうる。

判旨2が論拠とする本件協定は、都知事と連合会との間で、家事援助者の人員確保と報酬の支払方法を定めたものである。Yは都知事に協定締結を委託しているから、Yが本件協定の適用を受けるとしても、利用者は本件協定の当事者ではない。それゆえ、本件協定が、Yと利用者との法律関係の内容に直ちに反映するとは考えにくい。

また、本判決の示す概要によれば、本件要綱は、家庭奉仕員と家事援助者とをひとまとめにして規定している。したがって、判旨3の見解とは異なり、むしろ、両者の法律関係は同じであることを前提としていると把握することも可能である。とくに、本件要綱によれば、本件事業の目的は、「家庭奉仕員および家事援助者を派遣して、適切な家事、介護等の日常生活の世話をを行う」ことである。つまり、家事援助者の派遣の目的は、介護券の交付にとどまらず、家事・介護等の日常生活の世話をを行うこと自体であると解することができる。また、本件要綱自体が、家庭奉仕員についてと同様に、家事援助者についても、その行うサービス内容を規定している点も、やはり、両者の法律関係を同じものと把握している根拠となりうる。

介護券の交付は、本件要綱では、サービスの内容としては定められていない。その定め方や規定の場所から見て、むしろ、利用者の費用負担方法にかかるものと解釈するのが素直である。判旨3(2)は、こうした費用負担のあり方を、サービスの内容そのものに結びつけるが、要綱の解釈としては、いささか強引ともいえる。

(3) このように、本件要綱については、判旨のような解釈も成り立つが、異論の余地のないほど強固であるとまでは断言し難い。判旨とは別段の立場から、Yと利用者との法律関係は、家事援助者についても、介護券の支給のみに減縮されるものではなく、家事・介護等の日常生活上の世話を目的とする契約関係であると把握する途も十分に存在する。

Yと利用者との関係を上記のように捉えると、Yの国賠法上の責任の有無は、Yの行う「家事・介護等の日常生活上の世話」というサービスが、公権力の行使にあたるか、そして、家事援助

者が公務員にあたるか、によって決まることになる。

4 (1) 国賠法上の損害賠償責任の成立要件の一つである「公権力の行使」をめぐっては、周知の通り、諸説あるが、現在の通説・判例は、私的経済活動(備品の購入等)および国賠法2条の定める営造物の設置管理以外の、国・地方公共団体等の作用を意味するという立場をとる(いわゆる広義説。宇賀1997, p. 24以下)。

社会福祉サービスの提供という作用が、公権力の行使に当たるかには、定説があるとは言い難い。裁判例には、入所措置決定によって入所した社会福祉法人立の保育園の保母の業務は、公権力の行使に当たらないとするものがある(前掲・浦和地熊谷支判平成2・10・29)。他方で、市が行う社会福祉事業(市が設置し、その管理を社会福祉法人に委託していた知的障害者福祉事業(施設入所))は公権力の行使に該当するとするものもある(前掲・広島地福山支判昭和54・6・22)。前記広義説の立場に立つならば、地方公共団体の行う社会福祉事業は、やはり「公権力の行使」に該当しよう(宇賀1989, p. 52は、公立保育所の保育は「公権力行使」に当たるとする)。本件でYが行う家庭奉仕員等派遣事業も、(介護券の支給に縮減されないという前提に立てば)以上の見地からは、「公権力の行使」に当たると考えてよい。

(2) では、本件における家庭奉仕員等は国賠法にいう「公務員」に該当するか。本件事業によって派遣される者のうち、Yの常勤職員である家庭奉仕員は、身分上も公務員であるから、当然、ここにいう「公務員」に該当する。これに対して、本件で問題となった家事援助者は、私人であるので、別段の検討を要する。

裁判例では、前掲・広島地福山支判昭和54・6・22が、社会福祉法人の職員も「公務員」に当たると判断している。これに対し、公務員性を問題とした例ではないが、前掲・千葉地松戸支判昭和63・12・2は、市の補助(報償金)を受ける家庭保育福祉員で無認可保育所で勤務する者は、民法715条にいう「被用者」ではないとする。市の措置委託を受けて保育をする社会福祉法人の職員

に関する事例である前掲・浦和地熊谷支判平成2・10・29は、当該職員の業務は「公権力の行使」に該当しないと判示し、間接的にはあるが、公務員性を否定すると読むこともできる(菊池1994, p. 32)。このように、裁判例の立場は必ずしも一致していない。

一般論としては、私人であっても、公権力の行使を行うのであれば、国賠法上の公務員に該当する(宇賀1997, p. 35)。ただ、国や地方公共団体等に損害賠償責任を帰属させる以上、その私人が「公権力の行使に当たっていること」、いいかえれば、国・地方公共団体等が、当該私人に公権力の行使に当たらせている、つまり公権力の行使を委ねていることが要件となると解さざるをえない。この点、判旨4は、判旨3(4)の説示を受けて、家事援助者にYの指揮監督が事実上も及ばないことを指摘し、家事援助者の公務員性を否定している。それゆえ、判旨は、指揮監督の有無を、公権力の行使を委託しているか否かの判断基準とするようである。

確かに、本判決も指摘するように、Yの家事援助者に対する支配力は強くない。しかし、①家事援助者の職務内容は、本件要綱および本件協定によって、Yも関与して予め決定されていること、②家事援助者に誰がなったかや、業務の遂行状況を、「家庭奉仕員等派遣状況報告書」を通して、Yが把握していること、③そして、前述のように、Yが実施し、家事援助者が従事する本件事業は公権力の行使に当たると解されること等から、家事援助者に公権力の行使を委ねているというだけの指揮監督は存在すると見ることも不可能ではあるまい。本判決は、①状況報告が、联合会を介した間接的なものであること、②联合会が家政婦に対する懲戒権等を持たないこと、③联合会は個々の家政婦に対して指揮監督する立場にないこと、④Yは家事援助者の交代措置は採ることができないことを指摘して、Yの指揮監督を否定する。具体的な業務内容に関する指揮監督や、強制力を伴う指揮監督権限を本判決は要求するのである。けれども、裁判例は、本判旨が指摘する具体的な指揮監督等は想定できない、公務

への従事が一時的・臨時的で、給与・報酬もない者であっても、公権力の行使を担当するときは、公務員にあたと解している(金沢地判昭和50・12・12判時823号90頁)。これと比べると、損害賠償責任を国・地方公共団体に帰責させる要件として、判旨の考えるような指揮監督権限を要求するのは厳しすぎよう。したがって、本件事業の内容は、介護券支給に限定されるものではなく、公権力の行使に該当するという前提に立てば、Yが、かかる事業の実施を、本件のような家事援助者を用いて組織化している以上、この事業に従事する家事援助者は、Yの支配下にあるのであって、公務員性が認められると考えることも許されよう(これに対し、菊池1999, p. 110は否定的に解する)²⁾。

5 以上の考察によれば、本判決の結論とは逆に、Yの国賠法上の損害賠償責任発生要件である「公権力の行使」や「公務員性」を肯定する余地も存在することになる。ただ、最終的に、Yの国賠法上の損害賠償責任が認められるためには、同法1条の他の要件も満たさなければならない。この点、本件でとくに問題となるのは、Sの行為が「職務を行うについて」といえるかである。

国・地方公共団体等の国賠法上の責任が発生するには、当該行為が「職務を行うについて」なされたものでなければならず、「職務を行うに際して」なされたものでは不十分である(宇賀1997, p. 38)。したがって、たとえば、差し押さえ係官が、差し押さえ時の家屋への立ち入りを奇貨として行った窃盗行為は、「職務を行うに際して」の行為にすぎず、国賠法上の責任は生じないと解されている(ただし、いわゆる外形標準説に立って、責任を肯定する余地もないではない。宇賀1997, p. 39以下)。

本件では、Sの行った銀行口座からの引き出し行為等は、本件事業が予定する家事援助者の業務内容を逸脱している。こうした行為は、SとXとの間の個人的な信頼関係によるものか、あるいは家庭への立ち入りを奇貨としたものと評価せざるをえないであろう。したがって、Sの本件行為は、「職務を行うに際して」行ったものであって、

国賠法1条にいう「職務を行うについて」という要件を満たさないと解される。そうだとすると、かりに本判決の立論とは別の見地に立って、「公権力の行使」、「公務員性」を肯定しても、結局、Yの損害賠償責任は否定されることになり、結論は本判決と同じところに落ち着くことになる。

6 最後に、本判決の射程などについて、一言触れておこう。

本判決の示す解釈は、あくまでも家事援助者についてのものであり、先に言及したように、Yの家庭奉仕員は、本判決の射程外と考えられる。というのは、家庭奉仕員は、身分上も公務員である上、本判決は、家事援助者に関する連合会との協定の内容や、家事援助の場合に用いられる介護券支給方式等を決め手として、家事援助事業の内容および家事援助者の地位に関する解釈を導いているからである。

また、本判決は、本件の家事援助事業と同じ形態で行われる社会福祉サービスをめぐる国・地方公共団体等の国賠法上の損害賠償責任を検討する際の素材を提供している。なぜなら、本件の家事援助事業のサービス利用形態は、介護保険の下での各種介護サービスの利用形態や、第147国会で審議中の社会福祉事業法等の改正による社会福祉基礎構造改革が想定する社会福祉サービスの利用形態と、基本的に同じ構造だからである。介護保険や社会福祉基礎構造改革の構想する社会福祉サービスにおいて、地方公共団体等の行う事業が、サービス利用費用の支弁に集約されると解するならば——なお慎重な検討が必要であるが——本判決の論理が、そのまま介護保険等の下での事例にも妥当することになりそうである。そうだとする

と、地方公共団体等の国賠法上の損害賠償責任は、不適格なサービス提供者の紹介や、介護保険法等が定める監督権限の不行使の局面において問題となることになろう³⁾。

注

- 1) 控訴審(東京高判平成7・2・3判時1591号37頁)および上告審では、死因が乳幼児突然死症候群であるとされたため、そもそも市の損害賠償責任は問題とならなかった。
- 2) もう一つ可能性のある法律構成は、連合会ないし紹介所を、Yの本件事業の業務を委託された者とみて、家政婦をその履行補助者と構成するというものである。ただ、連合会自体は家事・介護等の業務を委託されているわけではなく、家政婦紹介所も、その法律上の位置づけからして、紹介業務を行うにとどまるから、この構成には難がある。
- 3) 本件の場合、家事援助者による金員の扱いに関して、Yが適切な監督の仕組みを設けていなかったことを、Yの過失とみて、国賠法上の損害賠償責任を追及する構成も考えられる。

参考文献

- 宇賀克也(1997)『国家賠償法』,有斐閣。
 菊池馨実(1994)「私立保育園園児事故による市町村の損害賠償責任」『賃金と社会保障』1131号。
 ———(1999)「ホームヘルパーによる預金の着服と自治体の損害賠償責任」『ジュリスト』1169号。
 構造改革分科会(中央社会福祉審議会社会福祉構造改革分科会を略記)(1998)『社会福祉基礎構造改革について(中間まとめ)』。
 塩野 宏(1994)「行政法I 第2版」,有斐閣。
 堀 勝洋(1997)『現代社会保障・社会福祉の基本問題』,ミネルヴァ書房。

参照条文

国家賠償法1条,身体障害者福祉法。

(いむら・まさひこ 東京大学教授)

書評

Stein Ringen and Philip R. Dejong (eds.)

Fighting Poverty :

*Caring for Children, Parents, the Elderly and Health
Volume Five, International Studies on Social Security*

Ashgate Publishing Company, USA, 1999

金子能宏

「平成10年版 厚生白書」が“子どもを産み育てることに「夢」を持てる社会を”と題して子育て支援策の社会保障政策における位置づけと具体的施策の提言を行ってから、わが国における児童福祉研究の重要性が、より多くの人々に理解されるようになった。さらに、1999年の年金改革では、育児休業期間中の年金保険料拠出の免除が労使双方に認められるようになり、年金改革と子育て支援策の連携も深まりつつある。こうした政策の変化の中で、児童福祉やより多様な施策を含む子育て支援策に関する研究も、次々と行われている。

しかし、わが国における近年の子育て支援策に関する研究の特徴は、育児と就業の両立支援や、夫や同居の親世代の育児参加と妻の育児意識や、職場環境や親子関係に注目した晩婚化の要因や平均子供数と理想子供数の格差など、子供を育てる側からみた研究が多く、子供の生活に視点を据えた研究は、余り充分には行われていない。もちろん、子供の遊びの形態変化に注目した子供の人間関係や子供の発達と親子関係などを教育的・心理学的に研究することは広く行われているが、社会保障政策の重要な手段である福祉サービスの供給や給付体系に拘わる問題を子供の側からみた研究は、必ずしも充分とは言えない。

これに対して、わが国よりも早くから少子・高齢社会になったヨーロッパ諸国や、貧困の悪循環から児童虐待や犯罪の多発などの問題が生じているアメリカでは、子供の貧困問題 (Child Poverty) を社会保障研究の重要な研究領域として位置づけている。こうした欧米の子供の貧困問題研究の成果を取りまとめたものが、ここに紹介する *Fighting Poverty : Caring for*

Children, Parents, the Elderly and Health, Volume Five, International Studies on Social Security, Edited by Stein Ringen and Philip R. Dejong, 1999, Ashgate Publishing Company, USA, である。サブタイトルに見られるように、本書は、オランダのアムステルダムに本部のある Foundations for International Studies on Social Security (FISS) が毎年スウェーデンのストックホルム郊外のシグツーナという古都で1994年から毎年開催している年次大会で各国から参加した研究者が発表した論文のうち、エディターによるレフェリーを経たものを集めた論文集である。1999年の年次大会 (サマー・セミナー：スウェーデン政府社会保険庁後援) は5回目であり、本書は一連の論文集の5巻となっている。

先にも触れたように、子供の貧困問題は、家族の貧困問題、親の貧困問題とも関係するため、本書は、第1部「貧困と所得分配」、第2部「家族の貧困問題」、第3部「障害年金問題を含む年金改革」、第4部「医療政策」という4つの部から構成されている。子供の貧困問題は、主として第1部と第2部で扱われている。

第1部の1.1章は、Jonathan R. Bradshaw and Helen Barnes による “‘Inability to be self-reliant’ as an indicator of U. S. poverty” である。この論文は、貧困線の定義を議論した上で欧米諸国の貧困世帯比率及び貧困者の比率の推移を1970年代と1990年代に分けて求め、子供を持つ世帯への支援政策を input と、子供を持つことで生じる貧困水準を output (child poverty のレベル) とみなして、family matrix analysis という税/給付のシステム分析を用いて、政策と

貧困との関係を分析している。筆者らは、European Community Household Panel, Luxembourg Income Study を用いて実証分析を行っている。その結果、貧困指標の定義によりある程度の範囲をもつ「貧しい所帯に所属する子どもの割合」は、EU 全体で 1/5 となる。留意しなければならないのは金銭以外の貧困指標を用いると、貧困ランキングが変化することである。

1.2 章 'Poverty among children and elders in Europe and North America' は、1990 年代における 14 ヶ国の子供の貧困と高齢者の貧困との間にある差異と共通点を見いだすために、等価所得に基づく貧困指標を用いた実証分析を行っている。その 14 ヶ国とは、ベルギー、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、ノルウェー、スペイン、スウェーデン、イギリス、オーストラリア、カナダ、アメリカ合衆国であり、分析に用いたデータは、LIS (Luxembourg Income Study) である。等価所得 equivalent income (EI) とは、収入に家族規模や年齢を加味したものであり、計測に当たっては家族規模の立方根と家族の加齢の効果を除くための年齢指標を含む等価所得指標が用いられる。

貧困線を検討するためには最低生活に必要なニーズを特定化する必要があるが、これを等価指標を用いて計測すると、家族規模の立方根の割合 (比率) 以上にニーズが増えないこと、ニーズは年 1% の割合で 40 代半ばまでは増加しそれ以降は減少するといった加齢による変化があることが分かった。そして、こうした結果を踏まえて、二人親のもとで育つ子供と母親と生活する子供それぞれの貧困率を調べると、14 ヶ国中、子供の貧困率は、多くの国で二人親と生活する子供より母親と生活する子供の方が高いことが明らかになった。二人親と生活する子供の率は、スペイン、イタリア、ベルギー、オランダ、フランスでは 90% 以上であるが、アメリカでは 72% である。この事実とスウェーデンとフィンランドでは母親と生活する子供の貧困率が 10% 以下であることから、アメリカにおける母親と暮らす子供の貧困問題が顕著であることが示唆されている。これに加えて、スペインやアイルランドは GDP ではポーランドの二倍であるが貧困率は類似であることを合わせ考えて、筆者は、その国がいかに豊かかということと子供がいかに貧困かということの間には明確な関係はないことを指摘している。

この指摘は、わが国が子育て支援政策を親の側、企

業の側から検討したり評価する際に、無意識のうちに日本経済という大きな GDP を支えている企業活動、労使関係、あるいは雇用管理を前提してしまうが故に、子供の貧困問題を見過しがちであることを反省させる指摘である。この指摘に共感する者なら誰でも、景気回復の見込みが出てきたにもかかわらず、その足並みがゆっくりとしたものであるために、GDP 1% の増減に一喜一憂していたつい数ヶ月前、子供 1 人を抱えた若い母親が、働く場所を失い所得が得られなくなった現状を福祉事務所やその他の機関と相談することもなく、貧困生活を送り、子供を餓死させてしまったという、象徴的な事件が起きたことをすぐに思い起こすことができるだろう。子供の貧困問題は決してその国の豊かさとは関係していない、従って、たとえ豊かな国と呼ばれている国であっても、絶えず子供の貧困に注意しなければならないという視点は、子育て支援策を親の側、企業の側からのみならず、子供の側からも充実させていくための重要な視点であると言えるのではなからうか。

第 2 部「家族の貧困問題」は、Bernard M. S. van Praag and Erik. J. S. Plug による "The cost and benefits of children" (2.1 章)、Jonathan R. Bradshaw and Helen Barnes による "Relating Inputs to outcomes: child poverty and family transfers in comparative perspective" (2.2 章)、Nadine Lefaucheur and Martin Rein による "Framing and reframing social policy paradigm: the case of lone parents" (2.3 章)、及び Katja Forssen and Mia Harkovita による "Work incentives in single parents families" (2.4 章) から成っている。

2.1 章や 2.2 章が、第 1 部で示した論文と同様に、子供の貧困問題を明らかにするための計測可能な指標を提示して、クロスセクション・データまたはプールされたクロスセクション・データを用いた実証分析を行っているのに対して、2.3 章の特徴は、子供の貧困問題に対する家族政策の理念と政策体系の変遷を、宗教学、歴史学の見識を含めた社会政策論の立場から考察していることである。筆者によれば、2.3 章の目的は、ひとり親と婚外子に対する福祉政策の展開とその政策の基盤となるパラダイムをレビューし、社会政策は (その特定の歴史的文脈における) 社会・政治的諸力の影響を受けながら展開していることを示すことである。

ヨーロッパにおける母子家庭と婚外子に対する政策のパラダイムは、歴史的に見ると三つの時期に分けて考えることができる。すなわち、Christian Angelism/Canonical Angelism (12 thC—14 thC) の時代、Malthusian Angelism (18 thC—19 thC) の時代、Healthy Citizenship (18 thC—) の時代、Proper Citizenship (20 thC—) である。

まず、Christian Angelism/Canonical Angelism (12 thC—14 thC) の時代、ローマカトリック教会の教会法により結婚が制度化されると、未婚の母の出産は処罰的な取り扱いを受け、場合によっては、未婚で妊娠した女性は中絶を強いられるかあるいは生まれた子供が殺された。ただし、父親を推定しその女性との結婚を強いること、生まれた子供を捨て子として教会・病院・地方の施設に渡すことなど寛大な措置が執られることもあった。こうした厳罰主義がとられた背景は、結婚を宗教生活の一環として制度化した社会では、子供は産みの母親と法的手続きを踏んだ父親との二人によって養育されなければならないというノームがあったためである。

次に、Malthusian Angelism (18 thC—19 thC) の時代になると、マルサス主義の経済学・人口学を反映する思想から、そもそも、子供の養育者が養育する手段と意思を持たず、その責務を社会に依存していることが批判された。その結果、Christian Angelism/Canonical Angelism の時代と同様に、貧困者の結婚を制限したり、貧困層の女性や望まない妊娠をした女性に中絶を強制する政策が肯定された。さらに、父親が子供の養育の義務を拒否することを法的に規制し、推定上の父親に父権を強制する政策を打ち出した。

しかし、Healthy Citizenship (18 thC—) になると、フランス啓蒙主義の影響を受けて、こうしたマルサス主義への批判が生じ、度重なる戦禍による人口減少の問題も考慮して、健康な市民を多く再生産することが望まれた。その結果、福祉政策は、未婚の母とその子供たちの養育を援助する方向へと向かい、Proper Citizenship (20 thC—) の時代に至る。この時代には、父親のいない子供たちを「良き」市民に育成することが重視されるようになり、教育学、犯罪学、精神医学、心理学などの分野でこうした子供たちを対象とする研究が行われた。

わが国では、少子化の原因が非婚化・晩婚化といわれているが、その背景にあるのが結婚と出産行動の一

致を当然とする再生産規範である。しかし、このような規範は、現代社会に一般的なものでは決してない。北欧を始めとする欧米諸国では、1970年代以降、同棲、婚外子、離婚率などが増加する〈Demarriagization〉。しかし、現代の西欧社会では、「非嫡出子」という制度上の名称とそれに伴う特別な取り扱いをなくし、全ての子供たちに平等な権利を与えている。筆者らによれば、こうした子供たちへの権利付与が行われるようになったのは、次のような家族政策を支える理念の再構築が起こったからだといえる。すなわち、Demarriage それ自体を「悪」とした Christian Angelism を克服して、Anti-Angelism へ、母子家庭の子供たちの養育が社会に依存されていることを批判した Malthusian Angelism から Anti-dependency へ、父親がいない子供たちは反社会的行動を起こす可能性が高いという Proper citizen を克服して Anti-absent father へ、そして、Healthy citizen から母子家庭の子供たちは教育に恵まれない場合が多く、不平等の再生産が起きやすいのでこれを克服すべきであるという Anti-poverty/Anti-inequality へと、家族政策のパラダイムが再構築されたのである。

2 大政党制をとり民主党・共和党で大統領の交代が起こるアメリカでは、それぞれの政党に属する保守派とリベラル派との間で新旧のパラダイムの対立が続く中で、増大する母子家庭の貧困対策がとられている。

2.4 章は、西欧社会で起こったパラダイム再構築の事実を、Anti-dependency の立場から、子供の貧困を解決するために給付を提供することが、ひとり親にとって労働よりも福祉に依存する方が経済的に有利であるという状況を導いているという家族政策・貧困対策の労働抑制説を、フィンランドのデータを用いて検証している。それによれば、子供のいる世帯の social transfer の割合は 29% であり、その割合が最も高いのは 3 歳以下の子を持つ家族と若いひとり親である。ひとり親の失業率と両親の失業率を比較すると、3 歳から 6 歳までの子供を持つひとり親の失業率は両親の 3 倍であり、未就学児童をもつひとり親に家族政策による給付が労働抑制を生じさせやすい結果となった。しかし、筆者は、Anti-dependency の立場を、現象面から見るのではなく親の選択の問題としてみることにし、親が働くか自らの手で育児を行うかの選択を可能にすることも家族政策の主要な目的の一つと位置づけ、労働抑制が非自発的なのか自発的なのかを区別す

の必要性を示唆して、これらを混同した労働抑制説の誤りを指摘している。

本書は、初めに述べたように、これらの章に続いて第3部で「障害年金問題を含む年金改革」を、第4部で「医療政策」を取り上げている。生まれながらの心身障害や加齢や疾病による障害により、就業機会と所得を失う結果、貧困に陥ることを未然に防ぐことは、重要な貧困対策である。年金制度における障害年金は、その給付額が老齢年金にくらべて少ないことからあまり十分な研究が行われてこなかったが、貧困問題を研究する者にとって、見落としてはならない研究領域であることが、本書から理解されるであろう。また、健康を失うことが労働能力の低下につながり、所得を失うきっかけにもなる。健康と所得の研究は、健康が労働の対価に寄与することを期待する個人が健康資本を増加させるために最適な医療サービスを健康資本に対する投資として購入するという観点から、モデル分析と実証分析が行われている。本書は、こうした経済学的な分析のみならず、健康を失うことによる貧困問題を、社会政策論や社会学の観点からもこれまで以上に研究すべき課題であることを、第4部を通じて、読者に示している。

本書は、子供の貧困問題をコアにして、これと密接に関わる家族の貧困、親世代の貧困、加齢や疾病など

に伴う障害と貧困、そして健康と貧困の問題を取り上げることにより、福祉国家ゆえに豊かな社会であるという先入観を批判して、社会保障研究における貧困研究の重要性を説いている。本書をひもとき、子供の貧困研究が欧米諸国でこれほどまで真剣に取り組まれていることを読者に理解していただければ、この書評の役割は十分に果たされたと言えるかもしれない。読者はきっと、この本を読み進めるうちに、子育て支援政策を子供の立場から構築していくためにも、わが国において子供の貧困問題をデータに基づく客観的な分析方法によって解明し、政策課題を明らかにしていく必要があるという評者の気持ちに何らかの共感を感じてくれるのではなかろうか。社会保障に関心のあるより多くの人たちが本書に触れて下さることを期待したい。

謝 辞

子供の貧困問題を取り上げた本書の重要性を指摘した評者に、比較文化の観点から2.3章の意義を示唆して下さいお茶の水女子大学大学院人間文化研究科の道信良子氏に感謝します。

(かねこ・よしひろ 国立社会保障・人口問題研究所
社会保障応用分析研究部第3室長)

季刊社会保障研究 (Vol. 35, Nos. 1~4) 総目次

凡例：I, II, III…は号数, 1, 2, 3は頁数を示す。

巻頭言

福祉国家と正義論	田中成明	I	2
望ましい医療制度のあり方	日野原重明	II	124
社会福祉基礎構造改革と利用者の権利擁護	河野正輝	III	234
社会保障の効果をどのようにとらえるか	塩野谷祐一	IV	340

Foreword

Welfare State and Theories of Justice	SHIGEAKI TANAKA	I	2
A New Medical Care System to be Aimed	SHIGEAKI HINOHARA	II	124
Fundamental Structural Reform of Personal Social Services and Advocacy for Service Users	MASATERU KAWANO	III	234
The Crisis in the Welfare State and Public Reason: What are the Effects of Social Security?	YUICHI SHIONOYA	IV	340

論文

出産・育児と女子就業との両立可能性について	山上俊彦	I	52
所得不平等化の背景とその政策的含意—年齢階層内効果, 年齢階層間効果, 人口高齢化効果—	大竹文雄・斉藤誠	I	65
女性パートタイム労働者の社会保険加入の分析	安部由起子	I	77
保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響	滋野由紀子・大日康史	II	192
在職高齢年金制度の所得再分配効果	浜田浩児	II	208

Articles

Childbearing, Childrearing and Their Compatibility with Female Labor Supply	TOSHIHIKO YAMAGAMI	I	52
On the Income Inequality during the 1980s: Causes and Implications	FUMIO OHTAKE and MAKOTO SAITO	I	65
Social Insurance Participation by Female Part-time Workers	YUKIKO ABE	I	77
The Effects of Child Welfare on Fertility Choice and Labor Supply	YUKIKO SHIGENO and YASUSHI OHKUSA	II	192
Redistribution Effect of Old-Age Pension for Active Workers	KOJI HAMADA	II	208

特集：医療制度改革の方向性

高齢化と国民健康保険・介護保険—財政の視点から—	田近栄治・油井雄二	II	128
公的医療保険と高齢者の医療アクセスの公平性	遠藤久夫・駒村康平	II	141
医療の標準化と医療保障	川淵孝一	II	149
医療の質の評価—欧米の動向と保険者機能—	池田俊也	II	162
医療機能評価の現状と課題	中野夕香里	II	170
わが国の医療供給の現状と展望	尾形裕也・泉田信行	II	180

Special Issue : Perspectives of Reform of the Health Care System in Japan

Financing the National Health and Long-Term Care Insurances :

Why Local Public Finance Matter?	EIJI TAJIKA and YUJI YUI	II	128
Equity in the Finance of Japanese Public Medical Insurance	HISAO ENDO and KOHEI KOMAMURA	II	141
The Standardization of Health Care Under Health Security	KOICHI KAWABUCHI	II	149
Measuring Quality of Care	SHUNYA IKEDA	II	162
Activity of Japan Council for Quality Health Care and its Perspectives	YUKARI NAKANO	II	170
Health Care Delivery in Japan: The Present and Future	HIROYA OGATA and NOBUYUKI IZUMIDA	II	180

特集：社会福祉基礎構造改革

社会福祉法人制度の成立とその今日的意義

—新しい福祉分野の出現とその担い手について—	北 場 勉	III	236
社会福祉サービス利用契約の締結過程をめぐる法的論点			
—社会保障法と消費者法との交錯—	岩 村 正 彦	III	251
社会福祉とボランティア—日韓の事例研究—			
..... 跡 田 直 澄・金 領 佑・前 川 聡 子		III	264
介護保険，社会福祉基礎構造改革と準市場原理	駒 村 康 平	III	276
社会福祉事業における第三者評価の意義と課題	石 田 道 彦	III	285

Special Issue : Fundamental Structural Reform of Social Welfare

The Making and Current Meaning of Welfare Corporation System in Japan	TSUTOMU KITABA	III	236
Legal Analyses on the Conclusion Process of a Social Service Contact	MASAHIKO IWAMURA	III	251
Efficiency and Effectiveness on Social Welfare Service and Volunteer Activities :			
The Cases in Japan and Korea	NAOSUMI ATODA, KIM YEONG-WOO and SATOKO MAEKAWA	III	264
Social Insurance for Long-term Care and Quasi-markts	KOHEI KOMAMURA	III	276
Third-Party Assessment as an Instrument to Assure the Quality of Social Services			
..... MICHHIKO ISHIDA		III	285

特集：高齢者世帯における社会保障の機能

ライフサイクルからみた高齢期の社会保障	増 田 雅 暢・小 島 克 久	IV	342
高齢者の経済的状況—「単独・夫婦のみ」と「子と同居」の対比—	府 川 哲 夫	IV	353
在職老齢年金制度と高齢者の就業行動	岩 本 康 志	IV	364
引退過程における賃金低下と所得保障	山 田 篤 裕	IV	377
障害者とその家族の高齢化に対する社会保障			
—障害者の自立支援と介護保険にみるケアマネージメントシステムの矛盾—	齊 場 三 十 四	IV	395
高齢者の引退行動と社会保障資産	大 石 亜 希 子・小 塩 隆 士	IV	405
所得の不平等化要因と所得分配政策の課題	金 子 能 宏	IV	420

Special Issue : The Functions of the Social Security for Old People Households

Social Security System for the Elderly from a Viewpoint of Life Cycle			
..... MASANOBU MASUDA and KATSUHISA KOJIMA		IV	342
Economic Situations of the Elderly According to their Living Arrangement	TETSUO FUKAWA	IV	353
The Social Security Earnings Test and Labor Supply of the Elderly :			
Evidence from Japanese Repeated Cross-Section Data	YASUSHI IWAMOTO	IV	364
Wage Reductions after Quitting the Career Job: Implications for Social Policy	ATSUHIRO YAMADA	IV	377
The Role of the Social Security System for Disabled Persons and their Families	MITOSHI SAIBA	IV	395
Social Security Wealth and Retirement Decision	AKIKO OISHI and TAKASHI OSHIO	IV	405

Factors of Income Inequality and Awaiting Solutions within Income Redistribution Policy

.....YOSHIHIRO KANEKO IV 420

第3回厚生政策セミナー

テーマ「福祉国家の経済と倫理」

報告1: アマルティア・セン教授との対話	塩野谷祐一	I	6
報告2: 再分配と福祉国家の公共経済学	アグナー・サンドモ	I	13
報告3: 厚生経済学と福祉国家	鈴木興太郎	I	24
コメント1	橘木俊詔	I	37
コメント2	川本隆史	I	39
コメント3	後藤玲子	I	41
コメントへの回答・討論		I	43

The Third Welfare Policy Seminar

Subject: Economic and Ethics of the Welfare State

Report 1: A Conversation with Amartya Sen: Well-being,

Freedom and the Welfare State	YUICHI SHIONOYA	I	6
Report 2: Public Economics of Redistribution and the Welfare State	AGNAR SANDMO	I	13
Report 3: Welfare Economics and the Welfare State	KOTARO SUZUMURA	I	24
Comment 1	TOSHIAKI TACHIBANAKI	I	37
Comment 2	TAKASHI KAWAMOTO	I	39
Comment 3	REIKO GOTO	I	41

研究ノート

非対称情報下の介護保険における逆選択の実証研究	塚原康博	III	295
-------------------------------	------	-----	-----

Research Notes

An Empirical analysis of Adverse Selection in Old-Age Disability

Insurance Under Information Asymmetry	YASUHIRO TSUKAHARA	III	295
---------------------------------------------	--------------------	-----	-----

書評

八田達夫・八代尚宏著『社会保険改革』	圓光彌	I	111
二木立著『保健・医療・福祉複合体—全国調査と将来予測』	尾形裕也	I	114
漆博雄編『医療経済学』	鶴田忠彦	II	228
武川正吾著『福祉社会の社会政策—続・福祉国家と市民社会』	白波瀬佐和子	III	311
Stein Ringen and Philip R. Dejong (eds.), <i>Fighting Poverty : Caring for Children, Parents, the Elderly and Health</i>	金子能宏	IV	443

Book Reviews

Tatsuo Hatta and Naohiro Yashiro, <i>Social Insurance Reform</i>	MITSUYA ICHIEN	I	111
Ryu Niki, <i>Integrated Care Delivery System</i>	HIROYA OGATA	I	114
Hiroo Urushi (ed.), <i>Health Economics</i>	TADAHIKO TOKITA	II	228
Shogo Takegawa, <i>Social Policy in Welfare Society</i>	SAWAKO SHIRAHASE	III	311
Stein Ringen and Philip R. Dejong (eds.), <i>Fighting Poverty : Caring for Children, Parents, the Elderly and Health</i>	YOSHIHIRO KANEKO	IV	443

動 向

社会保障法判例

- 労災保険法に基づく労災就学援護費の不支給決定は取消訴訟の対象となる処分にあたらぬとして、その取消しを求める訴えが却下された事例(馬淵訴訟第一審判決) —……………堀

勝 洋 I 96

社会保障法判例

- 家事介護週2回・1回2時間のホームヘルパー派遣を、身体介護を含む週3回・1回2時間のホームヘルパー派遣に変更した福祉事務所長の決定が適法とされた事例 —……………嵩

さ や か II 221

社会保障法判例

- 自動車の所有及び借用等を禁止した指示に違反したとして課された生活保護の廃止処分が取り消された事例 —……………福

田 素 生 III 303

社会保障法判例

- ホームヘルパーによる預金等の着服と区の損害賠償責任(世田谷区ホームヘルパー事件) —……………岩

村 正 彦 IV 436

Report and Statistics

Social Security Law Case……………	KATSUHIRO HORI	I	96
Social Security Law Case……………	SAYAKA DAKE	II	221
Social Security Law Case……………	MOTO-O FUKUDA	III	303
Social Security Law Case……………	MASAHIKO IWAMURA	IV	436

資 料

平成9年度社会保障費……………	国立社会保障・人口問題研究所	III	314
-----------------	----------------	-----	-----

Statistics

The Cost of Social Security in Fiscal Year 1997……………	National Institute of Population and Social Security Research	III	314
------------------------------------------------------	---------------------------------------------------------------	-----	-----

平成11年度社会保障関係主要プロジェクトについて……………	国立社会保障・人口問題研究所	I	118
-------------------------------	----------------	---	-----

On Research Project for Fiscal 1999……………	National Institute of Population and Social Security Research	I	118
------------------------------------------	---------------------------------------------------------------	---	-----

季刊社会保障研究 (Vol. 35, Nos. 1~4) 総目次……………		IV	447
---------------------------------------	--	----	-----

General Index to the Quarterly of Social Security Research (Vol. 35, Nos. 1~4)……………		IV	447
-------------------------------------------------------------------------------------	--	----	-----

編集後記

2000年4月1日から介護保険制度がスタートします。春は入学式や入社式があり、若い人々の門出を祝う季節です。体に御不自由を感じる高齢者の方々とその家族の方々にとって介護保険が役立ち、小春日和のような暖かい家庭生活を1日でも多く送っていただけるようになればと期待しています。もちろん、介護保険制度も始まったばかりで、当初予想されない問題も起きるかも知れません。そうした問題を解決してよりよい社会保障制度を築いていくためにも福祉の現場と行政との関係を緊密にするとともに、社会保障研究がこうした動きに敏感にならないといけないと思います。「高齢者世帯における社会保障の機能」を特集のテーマにした本特集号が、こうした課題に少しでも応えられるものになっていれば、編集幹事としてうれしく思います。

(Y. K.)

編集委員長

塩野谷祐一 (国立社会保障・人口問題研究所長)

編集委員

井堀利宏 (東京大学教授)

岩村正彦 (東京大学教授)

岩本康志 (京都大学助教授)

遠藤久夫 (学習院大学教授)

貝塚啓明 (中央大学教授)

城戸喜子 (慶応義塾大学教授)

小林良二 (東京都立大学教授)

佐野陽子 (東京国際大学教授)

高木安雄 (仙台白百合女子大学教授)

平岡公一 (お茶の水女子大学教授)

宮澤健一 (社会保障制度審議会会長)

阿藤誠 (国立社会保障・人口問題研究所副所長)

増田雅暢 (同研究所・総合企画部長)

府川哲夫 (同研究所・社会保障基礎理論研究部長)

尾形裕也 (同研究所・社会保障応用分析研究部長)

編集幹事

池永敏康 (同研究所・総合企画部第1室長)

福田素生 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第1室長)

大石亜希子 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第2室長)

金子能宏 (同研究所・社会保障応用分析研究部第3室長)

小島克久 (同研究所・総合企画部主任研究官)

森田陽子 (同研究所・客員研究員)

季刊

社会保障研究 Vol. 35, No. 4, Spring 2000 (通巻147号)

平成12年3月25日 発行

編集

国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0013 東京都千代田区霞が関1丁目2番3号

中央合同庁舎第5号館別館8階

電話 (03) 3595-2984

制作 (株) UTP 制作センター